

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Odhad a aplikace třífaktorového Fama-French modelu na vybrané odvětví
na německém a anglickém kapitálovém trhu

Estimation and Application of the Three-factor Fama-French Model to Chosen Sector
on the German and British Capital Market

| | |
|--------------------------|------------------------|
| Student: | Bc. Dita Špalková |
| Vedoucí diplomové práce: | Ing. Petr Gurný, Ph.D. |

Ostrava 2020

Zadání diplomové práce

Student:

Bc. Dita Špalková

Studijní program:

N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor:

6202T010 Finance

Téma:

Odhad a aplikace třífaktorového Fama-French modelu na vybrané
odvětví na německém a anglickém kapitálovém trhu
Estimation and Application of the Three-factor Fama-French Model to
Chosen Sector on the German and English Capital Market

Jazyk vypracování:

čeština

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Popis metodiky oceňování kapitálových aktiv
 3. Základní finanční charakteristiky vstupních dat
 4. Odhad a aplikace třífaktorového Fama-French modelu na vybrané odvětví
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

FAMA, F. Eugene and Kenneth, R. FRENCH. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*. 06/1992, 47(2), 427-465. ISSN 1540-6261.
MAŘÍK, Miloš a kol. *Metody oceňování podniku pro pokročilé: hlubší pohled na vybrané problémy*. Praha: Ekopress, 2011. ISBN 978-80-86929-80-4.
ZMEŠKAL, Zdeněk et al. *Financial Models*. Ostrava: VSB - Technical University of Ostrava, 2004. ISBN 80-248-0754-8.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Petr Gurný, Ph.D.**

Datum zadání: 22.11.2019

Datum odevzdání: 24.04.2020

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



doc. Ing. Lenka Kauerová, CSc.
proděkanka pro studium
na základě pověření k jednání č.j.
VSB/19/050319/9900 ze dne 24. 9. 2019

Prohlášení

„Prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.“

V Ostravě dne 8. 4. 2020


.....
Dita Špalková

Poděkování

„Tímto bych ráda poděkovala panu Ing. Petru Gurnému, Ph.D, za jeho ochotu, vstřícný přístup, odborné vedení, cenné rady a připomínky, které mi pomohly při zpracování mé diplomové práce.“

Obsah

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Úvod | 5 |
| 2 | Popis metodiky oceňování kapitálových aktiv | 7 |
| 2.1 | Teorie oceňování kapitálových aktiv | 7 |
| 2.2 | Moderní teorie portfolia | 8 |
| 2.2.1 | Očekávaná výnosová míra a riziko portfolia | 8 |
| 2.2.2 | Statistická a ekonomická verifikace modelů | 11 |
| 2.3 | Capital Asset Pricing Model (CAPM) | 13 |
| 2.3.1 | Předpoklady a omezení modelu | 13 |
| 2.3.2 | Bezriziková míra výnosu | 14 |
| 2.3.3 | Průměrná riziková premie kapitálového trhu..... | 15 |
| 2.3.4 | Beta koeficient | 15 |
| 2.3.5 | Konstrukce modelu | 15 |
| 2.4 | Třífaktorový Fama-French model | 16 |
| 2.4.1 | Konstrukce modelu | 18 |
| 2.4.2 | Výpočet faktorů | 18 |
| 3 | Základní finanční charakteristiky vstupních dat | 21 |
| 3.1 | Varianty výpočtu vstupních parametrů | 21 |
| 3.2 | Německý trh | 22 |
| 3.2.1 | Datová základna..... | 22 |
| 3.2.2 | Charakteristika závisle proměnných | 24 |
| 3.2.3 | Charakteristika nezávisle proměnných | 25 |
| 3.3 | Britský trh..... | 28 |
| 3.3.1 | Datová základna..... | 28 |
| 3.3.2 | Charakteristika závislých proměnných | 29 |
| 3.3.3 | Charakteristika nezávisle proměnných | 30 |
| 4 | Odhad a aplikace třífaktorového Fama-French modelu na vybrané odvětví. 33 | |
| 4.1 | Aplikace modelu na německém trhu | 33 |
| 4.1.1 | Varianta A | 33 |
| 4.1.2 | Varianta B | 35 |
| 4.1.3 | Varianta C | 36 |
| 4.1.4 | Varianta D | 38 |
| 4.1.5 | Varianta E | 39 |
| 4.2 | Aplikace modelu na britském trhu | 40 |
| 4.2.1 | Varianta A | 40 |
| 4.2.2 | Varianta B | 41 |

| | | |
|----------|--|-----------|
| 4.2.3 | Varianta C | 43 |
| 4.2.4 | Varianta D | 44 |
| 4.2.5 | Varianta E | 45 |
| 4.3 | Odhad beta koeficientů | 45 |
| 4.3.1 | Odhad koeficientů beta pro německý trh | 45 |
| 4.3.2 | Odhad koeficientů beta pro britský trh | 47 |
| 4.3.3 | Odhadnuté koeficienty beta pro technologického odvětví | 49 |
| 4.4 | Srovnání s CAPM | 50 |
| 4.5 | Verifikace získaných koeficientů beta | 51 |
| 4.6 | Shrnutí | 54 |
| 5 | Závěr | 56 |
| | Seznam použité literatury | 59 |
| | Seznam zkratk | 61 |
| | Prohlášení o využití výsledků diplomové práce | |
| | Seznam příloh | |
| | Přílohy | |

1 Úvod

Modely oceňování kapitálových aktiv jsou stěžejním bodem moderní teorie portfolia. Již od představení základního modelu oceňování kapitálových aktiv (CAPM) hrají důležitou roli v určování nákladů na vlastní kapitál či v portfolio managementu. Určují i pohled investorů na riziko a výnos, jakožto na základní pojmy racionálního investování. Model CAPM byl v průběhu své existence často zpochybňován a bylo vyvinuto mnoho alternativních modelů. Jedním z nich je třífaktorový Fama-French model, jehož aplikace a podrobnější analýza je jedním z cílů této diplomové práce. Fama a French rozšířili CAPM o dva další faktory, kde kovariance s trhem byla doplněna o faktor velikosti firmy a faktor finančního rizika, který zde má podobu relace účetní a tržní hodnoty. Fama a French však stanovili koeficienty modelu z dat amerického trhu a zatím se nepodařilo jednoznačně prokázat, že uvedené faktory mají podobnou váhu a vliv na kapitálových trzích jiných zemí než USA.

Cílem této diplomové práce je propočíst koeficienty beta, vyjadřující citlivost na jednotlivé zdroje rizika a z toho plynoucí náklady vlastního kapitálu podle třífaktorového modelu Fama-French pro trh německý a britský v rámci technologického odvětví a ověřit jejich platnost. Zároveň si tak klade za cíl vhodně sestavit portfolia akcií podle tržní kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty a na základě těchto dat ze západoevropských trhů pak pomocí lineární regrese stanovit hodnoty jednotlivých koeficientů.

Diplomová práce je logicky rozdělena do pěti kapitol, z nichž první je úvod a poslední závěr.

Druhá kapitola je věnována teoretickým základům kapitálové trhu. Zaměří se na fundamentální aspekty metodiky oceňování kapitálových aktiv, teorii portfolia a základní matematické a statistické postupy potřebné k formulaci a ověření platnosti modelů. Blíže poté na CAPM a na třífaktorový model Fama-French.

Třetí kapitola se týká základní finanční charakteristiky vstupních dat. Zároveň jsou zde rozebrány varianty výpočtu vstupních parametrů, které jsou klíčové pro konstrukci modelů.

Čtvrtá kapitole je čistě praktická a jsou v ní obsaženy vlastní odhady regresních modelů pro danou datovou základnu technologických firem významných západoevropských trhů. V této kapitole je zahrnuto i porovnání třífaktorového Fama-French modelu s CAPM. V neposlední řadě zde budou propočteny koeficienty beta pro

technologické odvětví západoevropských trhů. Na závěr byla zkoumána použitelnost tohoto modelu pro výpočet nákladů kapitálu pomocí zjištěných bet a rizikových premií a jeho porovnání s reálnými historickými daty. Aplikační část je provedena pomocí MS Excel a softwaru SPSS.

2 Popis metodiky oceňování kapitálových aktiv

Modely oceňování aktiv jsou stěžejním bodem moderní teorie portfolia. Již od představení základního *modelu oceňování kapitálových aktiv* (CAPM) hrají důležitou roli v určování nákladů na vlastní kapitál či v portfolio managementu. Určují i pohled investorů na riziko a výnos, jakožto na základní pojmy racionálního investování.

Model oceňování kapitálových aktiv byl v průběhu své existence často zpochybňován a bylo vyvinuto mnoho alternativních modelů. Jedním z nich je právě třífaktorový Fama-French model, jehož aplikace a podrobnější analýza je stěžejním cílem této diplomové práce.

Tato kapitola se zaměří na fundamentální aspekty metodiky oceňování kapitálových aktiv, teorii portfolia a základní matematické formulace potřebné k formulaci modelů. Blíže poté na CAPM a na alternativní model Fama-French. V této kapitole se vychází zejména z těchto pramenů: (Fama a French, 1992), (Mařík a kol., 2011), (Mařík a kol., 2018), (Zmeškal a kol., 2004), (Cipra, 2013), (Bodie, Kane a Marcus, 2014), (Antoch a kol., 2019), (Karp a Vuuren, 2017).

2.1 Teorie oceňování kapitálových aktiv

Z pohledu podnikového investování mohou být modely oceňování aktiv využity k hodnocení nákladů na vlastní kapitál, což je klíčová součást hodnocení kapitálového rozpočtování a rozhodování o kapitálové struktuře. Pro jednotlivé investory slouží jako mechanismy diferenciací aktiv či srovnávací nástroje, které lze použít k posouzení a rozhodnutí o složení portfoliových podílů v závislosti na preferencích investora. Jeden z nejpoužívanějších modelů oceňování kapitálových aktiv CAPM vyvinuli Sharpe (1964) a Litner (1965) za použití Markowitzova (1952) mean-variance modelu určený k nalezení optimálního portfolia pomocí efektivní množiny. CAPM popisuje, jak je očekávaný výnos z aktiva nebo portfolia aktiv lineární funkcí tržní složky systematického rizika nebo tržního rizika. Následné modely, jako je Arbitrage Pricing Theory zavedená Rosssem (1976) a později rozšířená Chenem, Rollem a Rossem (1986), představily pojem vícerozměrných modelů oceňování aktiv, které odhadují návratnost aktiv, a to způsobem, který nerozlišuje příčinnou souvislost makro a mikro návratových prediktorů. Fama a French (1992) rozšířily CAPM tím, že ukázali, že výnosy lze předpovídat třemi faktory, jmenovitě: tržní prostředí, tržní kapitalizace a účetní hodnota, jejichž výsledek vyústil ve

formulaci Fama-French modelu tří faktorů. Tento model byl od té doby rozsáhle testován s mnoha shodnými nálezy na různých trzích. (Karp a Vuuren, 2017)

2.2 Moderní teorie portfolia

Jedna z nejdůležitějších a nejvlivnějších ekonomických teorií zabývajících se financováním a investicemi byla moderní teorie portfolia (MPT), vyvinuta Harrym Markowitzem a publikována pod názvem „Portfolio selection“ v *Journal of Finance* v roce 1952.

Tato teorie je založena na Markowitzově hypotéze, že je možné, aby investoři vytvořili optimální portfolio pro maximalizaci výnosů přijetím kvantifikovatelného množství rizika. Investoři mohou v zásadě snížit riziko diverzifikací pomocí kvantitativní metody. Moderní teorie portfolia říká, že se nestačí dívat na očekávané riziko a návratnost jedné konkrétní akcie. Investováním do více než jedné akcie může investor těžit z výhod diverzifikace, mezi nimi především ze snížení rizikovosti portfolia.

Pro většinu investorů je riziko, které riskují při nákupu akcií, že návratnost portfolia, do kterého investovali bude nižší, než očekávali. Jinými slovy, jedná se o odchylku od průměrného výnosu. Každá akcie má svou standardní směrodatnou odchylku od průměru, kterou moderní teorie portfolia nazývá „riziko“.

Teorie tvrdí, že riziko v portfoliu složených z různých jednotlivých akcií bude nižší než riziko spojené s držetím jedné z jednotlivých akcií za předpokladu, že rizika daných akcií spolu přímo nesouvisejí.

Moderní teorie portfolia tak uvádí, že riziko pro jednotlivé výnosy akcií má dvě složky:

- Systematické riziko - jedná se o tržní riziko, které nelze diverzifikovat.
- Nesystematické riziko - známé také jako „specifické riziko“, toto riziko je specifické pro jednotlivé akcie. Tento druh rizika může být diverzifikován zvýšením počtu akcií v portfoliu. (Zmeškal a kol., 2004)

2.2.1 Očekávaná výnosová míra a riziko portfolia

Investování do finančních aktiv je charakteristické třemi kritérii a to výnosem, rizikem a likviditou. Je na investorovi, aby tato kritéria zhodnotil a rozhodl se pro danou investici. Všeobecně platí, že čím vyšší riziko investor podstupuje, tím vyšší výnos očekává.

Výnos jednotlivých akcií je vypočten jako spojitý výnos a to dle vztahu:

$$R_{it} = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (2.1)$$

kde R_{it} je spojitý výnos i -tého aktiva v procentech, P_t je kurz akcie v čase t , P_{t-1} je kurz akcie v čase $t-1$, \ln značí přirozený logaritmus.

Očekávaný výnos aktiva, který představuje míru zhodnocení vynaložených finančních prostředků v budoucnu, je dán váženým aritmetickým průměrem výnosu cenného papíru a vypočte se dle vztahu:

$$E(R_i) = \frac{1}{N} \cdot \sum_t R_{it}, \quad (2.2)$$

kde $E(R_i)$ představuje očekávaný výnos aktiva i , N je počet sledovaných období a R_{it} udává výnos daného aktiva za dané období.

Rozptyl výnosu aktiva vyjadřuje skutečnou odchylku střední hodnoty a vypočítá se dle následujícího vzorce:

$$\sigma^2 = \text{var}(R_i) = \frac{1}{N} \cdot \sum [R_{it} - E(R_i)]^2, \quad (2.3)$$

kde $\text{var}(R_i)$ vyjadřuje rozptyl výnosu aktiva i .

Směrodatná odchylka poté spolu s rozptylem vyjadřuje riziko investice. Směrodatná odchylka vyjadřuje odhad pravděpodobného odchýlení reálného výnosu od očekávaného. Obecně platí, že čím větší je směrodatná odchylka, tím vyšší je i riziko. Směrodatná odchylka aktiva je vypočítána jako odmocnina rozptylu dle vztahu:

$$\sigma(R_i) = \sqrt{\text{var}(R_i)}, \quad (2.4)$$

kde $\sigma(R_i)$ je směrodatná odchylka aktiva.

Portfolio znamená určitou sestavu, soubor akcií a jiných cenných papírů v majetku jednoho investora. Je-li portfolio vhodně sestaveno, může být jeho riziko nižší než riziko spojené s každou jednotlivou investicí, která je součástí portfolia. Každý racionálně uvažující investor by měl mít zájem na diverzifikaci rizika a tedy investovat své finanční prostředky do různých investičních nástrojů a najít optimální poměr míry rizika a očekávaného výnosu.

Očekávaný výnos portfolia je určen dle vztahu:

$$E(R_p) = \sum_i x_i \cdot E(R_i) = \vec{x}^T \cdot E(\vec{R}), \quad (2.5)$$

kde $E(R_p)$ je očekávaný výnos portfolia aktiv, N představuje počet aktiv v portfoliu, x_i udává podíl i -tého aktiva v portfoliu, $E(R_i)$ je očekávaný výnos i -tého aktiva. Vektor \vec{x}^T je vektorem relativních podílů i -tého aktiva v portfoliu a symbolem $E(\vec{R})$ je značen vektor očekávaných výnosů $E(R_i)$.

Rozptyl portfolia, resp. riziko se pak opět určí pomocí rozptylu a směrodatné odchylku. Rozptyl portfolia lze vyjádřit následujícím vztahem:

$$\sigma_p^2 = \text{var}_p = \sum_i \sum_j x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij} = \vec{x}^T \cdot C \cdot \vec{x}, \quad (2.6)$$

kde var_p značí rozptyl portfolia, x_i je i -té aktivum, x_j je j -té aktivum, σ_{ij} je kovariance výnosů mezi i -tým a j -tým aktivem. Symbolem C je značena kovarianční matice.

Směrodatná odchylka se poté opět vypočítá jako odmocnina rozptylu dle vzorce:

$$\sigma_p = \sqrt{\sigma_p^2} = \sqrt{\text{var}_p} = \sqrt{\sum_i \sum_j x_i \cdot x_j \cdot \sigma_{ij}}. \quad (2.7)$$

Kovariance je statistickou mírou lineární závislosti dvou veličin (aktiv i a j). Nabývá hodnot $\sigma_{ij} \in \langle -\infty; \infty \rangle$. Jestliže je σ_{ij} rovno 0, značí to statistickou nezávislost aktiv. Vztah a vazby mezi jednotlivými aktivy lze zachytit pomocí tzv. kovarianční matice. Na hlavní diagonále této matice jsou rozptyly jednotlivých aktiv neboli kovariance jednoho aktiva se sebou samým. Kovariance se určí dle vztahu:

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{N} \cdot \sum_t [R_{it} - E(R_i)][R_{jt} - E(R_j)]. \quad (2.8)$$

kde σ_{ij} vyjadřuje kovarianci mezi i -tým a j -tým aktivem, R_{it} představuje výnos i -tého aktiva v čase t , R_{jt} je výnos j -tého aktiva v čase t , $E(R_i)$ je očekávaný výnos i -tého aktiva a $E(R_{jt})$ je očekávaný výnos j -tého aktiva, N představuje celkový počet aktiv v portfoliu.

V praktické statistice základní úrovně se hlavně z důvodu nemožnosti porovnání dvou aktiv kovariance moc nepoužívá, místo ní se používá korelační koeficient. Základním rozdílem od kovariance je jeho bezrozměrnost (hodnota je nezávislá na jednotkách obou veličin) a normalizované vyjádření. Může nabývat hodnot v intervalu od -1 do 1; kde 1 znamená 100% pozitivní souvislost, -1 znamená 100% negativní souvislost a 0 znamená absolutní nezávislost aktiv. Vzorec pro výpočet korelace:

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \cdot \sigma_j}, \quad (2.9)$$

kde σ_{ij} je kovariance mezi pohybem výnosových měr i-tého a j-tého aktiva, σ_i je směrodatná odchylka celkového rizika i-tého aktiva a σ_j je směrodatná odchylka j-tého aktiva. V rámci finančních modelů je příznivá korelace mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými korelační koeficient větší než 0,8, což značí velmi silnou závislost a naznačuje tím, že dané ukazatele mají na danou veličinu vliv. Naopak mezi vysvětlujícími proměnnými je žádoucí korelační koeficient menší než 0,5 a tudíž nízká závislost. Tato podmínka je zapříčiněna důvodem, že pokud by byla korelace větší než 0,5 byl by model vysvětlován defacto dvěma velice podobnými proměnnými, jak je blíže vysvětleno v Podkapitole 2.2.2. o ekonomické verifikaci modelů. (Zmeškal a kol., 2004)

2.2.2 Statistická a ekonomická verifikace modelů

V rámci statistického verifikace proměnných se využívá T-testu, jehož pomocí je provedeno statistické ověření odhadnutých parametrů na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Testují se regresní koeficienty beta, zdali jsou rovny nule, či ne, tedy zda jsou statisticky významné, nebo ne.

Hypotézy:

$H_0: \beta_i = 0$ (proměnná je statisticky významná)

$H_1: \beta_i \neq 0$ (proměnná je statisticky nevýznamná)

kde β_i je koeficient rizika odhadnutý v regresním modelu.

Výpočet testovací statistiky má podobu vzorce:

$$t_{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} = \frac{\hat{\beta}_i}{\sigma_{\hat{\beta}_i}} \sim t_{\alpha}(n - k), \quad (2.10)$$

kdy vypočtená statistika se dále porovná s kritickou statistikou. Pokud platí, že

$|t_{vyp}| > |t_{krit}|$ přijímá se hypotéza H_0 a koeficient je tak statisticky významný.

Významnost modelu jako celku lze stanovit pomocí F-testu. Pro F-test je důležité tzv. normální rozdělení reziduální složky a významnost modelu lze určit porovnáním kritické hodnoty a vypočtené hodnoty.

Hypotézy:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ (model není statisticky významný)

$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 \neq 0$ (model není statisticky významný)

Pomocí analýzy rozptylu ANOVA se zjistí hodnoty ESS a RSS, které jsou nutné znát pro následující výpočet testovací statistiky.

$$F_{vyp} = \frac{\frac{ESS}{df_1}}{\frac{RSS}{df_2}} = \frac{\frac{ESS}{(k-1)}}{\frac{RSS}{(n-k)}} \approx F(df_1; df_2), \quad (2.11)$$

kdy za předpokladu, že platí vztah $|F_{vyp}| > |F_{krit}|$ zamítáme H_0 a přijímáme H_1 , což znamená, že model je jako celek významný na hladině významnosti 5%.

Autokorelace srovnává závislosti mezi vybranými pozorováními v čase, nebo prostoru. Smyslem je zjištění nezávislosti jednotlivých složek vysvětlované veličiny. K testování autokorelace slouží Durbin-Watson test.

Hypotézy:

$H_0: \rho = 0$ (mezi rezidui není zjištěná sériová závislost, mají náhodný charakter)

$H_1: \rho \neq 0$ (mezi rezidui je zjištěna sériová závislost, nemají náhodný charakter)

Výpočet testovací statistiky:

$$d_{vyp} = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2}, \quad (2.12)$$

Hodnota Durbin-Watson testu lze vypočítat pomocí vzorce 2.11. Další variantou zjištění hodnoty testu je zahrnutí Durbin-Watson testu při regresi v softwaru SPSS. V ideálním případě by se výsledek testu měl blížit hodnotě 2. Hodnota Durbin-Watson testu je nutná porovnat s tzv. kritickými hodnotami d_U a d_L . Tyto hodnoty lze nalézt v příslušných tabulkách, ve kterých se nacházejí hodnoty, které odpovídají pro n pozorování a k koeficientů. Hypotéza H_0 se přijímá v případě, že $d_U < d_{vyp}$, nebo $d_{vyp} < 4 - d_L$.

Heteroskedasticita testuje rozptyl náhodné složky. V případě, že existuje konstantní rozptyl reziduí jedná se o tzv. homoskedasticitu. V opačném případě, kdy se rozptyl při změnách náhodné složky mění jedná se o tzv. heterosketasticitu. Ke zjištění případně heteroskedasticity lze využít Whitneův zobecněný parametrický test, který vychází z pomocné regrese, která měří závislost jedné proměnné (nestandardizovaného rezidua) na jiných proměnných.

Hypotézy:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0 \text{ (homoskedasticita)}$$

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0 \text{ (heteroskedasticita)}.$$

V případě platnosti H_0 platí:

$$\chi_{vyp}^2 = n \cdot R^2 \sim \chi^2(df), \quad (2.13)$$

Pro rozhodnutí o platnosti hypotézy H_0 na hladině významnosti 5% slouží vztah:

$$\chi_{vyp}^2 > \chi_{\alpha}^2(df), \quad (2.14)$$

kdy v případě platnosti vzorce 2.13 dochází k zamítnutí H_0 .

Multikolinearita zkoumá existenci lineární závislosti mezi vysvětlujícími proměnnými ve vícenásobném regresním modelu. Tato závislost může být způsobena například stejnou časovou tendencí ekonomických časových řad. Multikolinearita v regresním modelu může zkreslovat odhadnuté parametry, nebo může také docházet k velké citlivosti proměnných na relativně malé změny. Zjišťuje se pomocí párové testu multikolinearity a korelační matice. V případě, že mezi vysvětlujícími proměnnými přesahuje hodnota korelace číslo 0,8 jedná se o vzájemně závislé vysvětlující proměnné, což je nežádoucí. (Cipra, 2013)

2.3 Capital Asset Pricing Model (CAPM)

Model oceňování kapitálových aktiv neboli CAPM je základním modelem kapitálového trhu. Model slouží k předpovědi vzájemné závislosti mezi systematickým rizikem a požadovanou mírou výnosnosti akcií.

2.3.1 Předpoklady a omezení modelu

Model CAPM je definován za určitých předpokladů:

1. Trhy cenných papírů jsou dokonale konkurenční a všichni investoři dosahují stejných výnosů. Kapitálový trh je efektivní.
 - 1.1. Žádný z investorů nemůže ovlivnit tržní ceny.
 - 1.2. Neexistuje asymetrie informací na trhu.
 - 1.3. Cenné papíry jsou veřejně obchodovatelné a aktiva jsou nekonečně dělitelná. Neexistují podhodnocená ani nadhodnocená aktiva.

- 1.4. Neexistují transakční náklady, daně z příjmu, ani inflace.
- 1.5. Investoři si mohou půjčit nebo zapůjčit finanční prostředky za bezrizikovou výnosovou míru.
- 1.6. Je povolen nekonečný objem krátkých prodejů.
2. Při sestavování portfolia cenných papírů se investoři řídí dle podobných principů.
 - 2.1. Všichni investoři investují na stejně dlouhý časový horizont.
 - 2.2. Investoři využívají optimalizační přístup mean-variance a diverzifikují své portfolio dle Markowitzova modelu.
 - 2.3. Investoři mají homogenní očekávání, respektive analyzují instrumenty stejným způsobem a mají stejné racionální ekonomické myšlení.
3. Výnosy aktiv jsou náhodné veličiny s normálním rozdělením.

Jedním z hlavních problémů modelu je, že vycházíme z historických dat kapitálového trhu a spoléháme na to, že minulá data mohou posloužit pro prognózu budoucnosti. Tento předpoklad může být často příliš silný, než aby skutečně odpovídal realitě.

Samotné předpoklady modelu jsou tedy zároveň i jeho omezením. Například neexistence transakčních nákladů, daní či absolutní dělitelnost aktiv jsou nereálnými předpoklady. Avšak na základě těchto předpokladů můžeme model řešit a postupně uvést realistické předpoklady a následně analyzovat, jak se teorie shoduje s realitou.

Model kalkuluje s třemi hlavními složkami: bezrizikovou výnosovou mírou, průměrnou rizikovou premií kapitálového trhu a koeficientem beta. Vazba na minulá data přitom může být u těchto tří složek různě silná. (*Mařík a kol., 2018*)

2.3.2 Bezriziková míra výnosu

Bezriziková míra návratnosti je teoretická míra návratnosti investice s nulovým rizikem. Bezriziková sazba představuje úrok, který by investor očekával od absolutně bezrizikové investice po stanovené časové období. V praxi však bezriziková sazba neexistuje, protože i ty nejbezpečnější investice představují určité riziko.

Za nejméně rizikové se považují státní pokladniční poukázky. Je však nutno zmínit, že ne všechny státní cenné papíry poskytují bezrizikovou míru výnosu.

V praxi se odborníci přiklánějí k tomu, aby pro účely oceňování byla využívána výnosnost dlouhodobějších státních obligací, konkrétně výnosnost státních dluhopisů. (Mařík a kol., 2011)

2.3.3 Průměrná riziková prémie kapitálového trhu

Prémie za tržní riziko je rozdíl mezi očekávanou návratností tržního portfolia a bezrizikovou sazbou. Prémie za tržní riziko se rovná sklonu linie trhu cenných papírů (SML), což je grafické znázornění modelu oceňování kapitálových aktiv.

Riziková prémie popisuje vztah mezi výnosy z portfolia akciového trhu a výnosy státních dluhopisů. Riziková prémie odráží požadované výnosy, historické výnosy a očekávané výnosy. Historická prémie za tržní riziko bude stejná pro všechny investory, protože hodnota vychází z toho, co se ve skutečnosti stalo. Požadované a očekávané tržní prémie se však budou lišit od investora k investorovi na základě tolerance rizik a stylů investování. Vazba na minulá data je v této části modelu nejsilnější.

Na kapitálovém trhu však není možné přímo zjistit prémii za riziko očekávané pro určitý počet budoucích let. Pro zjištění průměrné rizikové premie trhu se tedy v rámci modelu většinou využívá dlouhodobý historický průměr rozdílů mezi výnosností akciového indexu a výnosností státních dluhopisů. (Mařík a kol., 2018)

2.3.4 Beta koeficient

Beta potenciální investice je měřítkem toho, jak velké riziko investice přinese do portfolia v porovnání s trhem. Tento koeficient vyjadřuje relativní riziko konkrétního cenného papíru. Pokud je akcie rizikovější než trh, bude beta nabývat hodnoty větší než jedna. Pokud má akcie betu menší než jedna, vzorec předpokládá, že se sníží riziko portfolia. Akcie stejně riziková jako trh má betu rovnu jedné.

Akcie beta se pak násobí tržní rizikovou premií, což je očekávaný výnos z trhu nad bezrizikovou sazbou. Bezriziková sazba se pak přičte k součinu beta akcie a tržní rizikové premie. Výsledek by měl investorovi poskytnout požadovanou návratnost nebo diskontní sazbu, kterou může použít k nalezení hodnoty aktiva. (Mařík a kol., 2018)

2.3.5 Konstrukce modelu

Základní rovnice CAPM je určena takto:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i \cdot (R_m - R_f). \quad (2.15)$$

kde $E(R_i)$ je očekávaná výnosnost aktiva na trhu,
 R_f je bezriziková výnosová míra,
 β_i je koeficient beta,
 R_m je průměrná výnosnost kapitálového trhu,
 $R_m - R_f$ je průměrná riziková premie kapitálového trhu.

Model CAPM je představitel teoretické verze jednofaktorového modelu s jeho obecnou formulací modelu SML. Pomocí metody nejmenších čtverců, která je založena na minimalizaci součtu čtverců odchylek, lze odhadnout regresní funkci. Vysvětlovanou proměnnou modelu je rozdíl mezi realizovanou výnosovou mírou z aktiva i a bezrizikovou výnosovou mírou R_f (Mařík a kol., 2011)

Stochastická charakteristická rovnice jednoindexního modelu má obecný tvar,

$$R_{i,t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot R_{M,t} + u_t = \hat{R}_{i,t} + u_t, \quad (2.16)$$

kde $R_{i,t}$ a $R_{M,t}$ jsou náhodné výnosy, u_t je reziduální odchylka, $\hat{\beta}_0$ je odhad úrovně konstanty, $\hat{\beta}_1$ je odhad regresního koeficientu a $\hat{R}_{i,t}$ je odhad náhodného výnosu akcie. (Zmeška a kol., 2004)

Konkrétně je tedy možné odhadnout model, který bude mít tuto podobu:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i(R_m - R_f) + u_i, \quad (2.17)$$

$$R_i^e = \alpha_i + \beta_i R_m^e + u_i, \quad (2.18)$$

kde R_i je realizovaná (ex post) výnosová míra aktiva i ,
 R_f je bezriziková výnosová míra,
 β_i je koeficient beta,
 R_m je výnosová míra z tržního portfolia,
 u_i je náhodná (nesystematická) složka,
 R_i^e je rozdíl mezi realizovaným výnosem aktiva s bezrizikovou výnosovou mírou,
 R_m^e je rozdíl mezi realizovanou výnosovou mírou z tržního portfolia a bezrizikovou výnosovou mírou,
 α_i, β_i jsou odhadované parametry modelu. (Bodie, Kane a Marcus, 2014)

2.4 Třífaktorový Fama-French model

Poměrně nově vytvořeným modelem je model FF3F, který je prací E. Famy a D. Frenche. Poprvé byl akademické obci představen v roce 1995 a k vysvětlení cen aktiv používá tři rizikové faktory: nadměrnou tržní návratnost, velikostní faktor (SMB) a hodnotový faktor (HML). První faktor, velikost podniku (SMB) je zařazován na základě zjištění, že malé podniky na kapitálovém trhu vykazují větší průměrné výnosnosti svých akcií než podniky velké. Důvodem je větší rizikovost podniků s malou tržní kapitalizací,

která se neodráží vhodným způsobem v koeficientu beta. Navíc obchodování s malými akciemi je spojeno s většími výdaji, což se může odrazit ve větších rozdílech mezi prodejní a kupní cenou (bid-ask spread). Druhou proměnnou, poměr účetní a tržní hodnoty (HML), Fama zařazuje na základě statisticky významné tendence k vyšším výnosům u podniků s vyšším poměrem účetní a tržní hodnoty (book to market ratio – B/M). Argumentuje tím, že investice do podniků s méně výhodným poměrem účetní a tržní hodnoty jsou spojeny s vyšším rizikem, jelikož růst tohoto poměru může signalizovat horší finanční hospodaření. Firmy s vysokým podílem účetní a tržní jsou často označovány jako hodnotové (value) firmy a naopak společnosti s nízkým B/M ratio jako růstové (growth). (*Antoch a kol., 2019*)

Literatura do značné míry potvrzuje, že model FF3F je empiricky silnější než model CAPM. Fama a French argumentují, že vztah mezi betou a průměrným výnosem cenného papíru je v CAPM ze statistického hlediska slabý. Avšak i FF3F byl kritizován za neexistenci teorie, která by jej podporovala, a že jeho silný empirický vztah může být výsledkem dolování dat. Avšak i přes tyto argumenty, byl výsledkem sporu kompromisní návrh Famy a Frenche, kdy jednofaktorový model CAPM byl rozšířen na třífaktorový model, kdy kovariance s trhem byla doplněna o velikostní faktor a faktor finančního rizika, který zde má podobu relace účetní a tržní hodnoty. Tento model lze vyjádřit následujícím vzorcem:

$$E(R_i) = R_f + \beta_m \cdot RP_m + \beta_{SMB} \cdot RP_{SMB} + \beta_{HML} \cdot RP_{HML}, \quad (2.19)$$

kde $E(R_i)$ je očekávaná výnosnost cenného papíru i ,
 R_f je bezriziková výnosová míra,
 β_m je koeficient trhu v regresi Fama-French,
 RP_m očekávaní tržní prémie za riziko,
 β_{SMB} je beta koeficient vztažený k size efektu, ke střední hodnotě spreadu mezi výnosem portfolia s malou tržní kapitalizací a velkou tržní kapitalizací, (SMB – small-minus-big) v regresi Fama-French
 RP_{SMB} je očekávaná SMB riziková prémie odhadnutá jako rozdíl mezi minulými průměrnými ročními výnosy z portfolií s malou kapitalizací a s velkou kapitalizací,
 β_{HML} je beta koeficient vztažený k růstovému efektu, tedy střední hodnotě spreadu mezi výnosem portfolia s vysokou hodnotou B/M ratio a nízkou hodnotou B/M, (HML – high-minus-low) v regresi Fama-French,
 RP_{HML} je očekávaná HML riziková prémie odhadnutá jako rozdíl mezi minulými průměrnými ročními výnosy z akcií s vysokým poměrem účetní hodnoty k tržní hodnotě a s nízkým poměrem účetní hodnoty k tržní hodnotě.

Fama a French navíc analyzují americké kapitálové trhy a sestavují každoročně portfolia akcií podle velikostí a poměru účetní a tržní hodnoty. Na základě těchto dat z amerických trhů jsou pak stanovovány hodnoty jednotlivých koeficientů v modelu.

Vyvstává však otázka využití těchto koeficientů modelu pro ocenění neamerických akciových titulů. Zatím se nepodařilo prokázat, že uvedené faktory mají podobnou váhu a vliv na kapitálových trzích jiných zemí než USA. Náklady vlastního kapitálu podle FF3F vykazují větší rozptyl než při použití klasického modelu CAPM, což je způsobeno větším počtem kalkulovaných faktorů. Celková interpretace proměnných tak není zcela jednoznačná. (*Mařík a kol., 2011*)

2.4.1 Konstrukce modelu

Nechť R_m je tržní výnos, R_f je bezriziková sazba a R_i je návratnost aktiv. V CAPM je nadměrný výnos trhu ($R_m - R_f$) jediným rizikovým faktorem vysvětlujícím nadměrnou návratnost aktiv ($R_i - R_f$). Ve srovnání s CAPM model FF3F předpokládá, že systematické riziko je vícerozměrné a identifikuje dva další rizikové faktory: velikostní faktor (malý mínus velký, SMB) a faktor hodnotový (vysoký mínus nízký, HML). Vztah mezi nadměrnou návratností aktiv a rizikovými faktory je zachycen následujícím regresním modelem časové řady:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \hat{\beta}_i(R_m - R_f) + \hat{\beta}_{SMB}SMB + \hat{\beta}_{HML}HML + u_i, \quad (2.20)$$

kde parametry $\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_{SMB}, \hat{\beta}_{HML}$ jsou odhadnuté regresní koeficienty a vyjadřují účinek různých rizikových faktorů na nadměrnou návratnost aktiv a odhadnutý parametr α_i je roven nule, respektive je statisticky nevýznamný, pokud dané tři faktory plně vysvětlují ceny aktiv.

2.4.2 Výpočet faktorů

French a Fama odhadovali třífaktorový model na datech za období 68 let, od června 1929 až do července 1997. Takto dlouhý časový horizont zvyšuje sílu testu. Fama a French využili data všech amerických společností z burz NYSE, AMEX a NASDAQ a z těchto akcií vytvořili celkem šest hodnotově vážených portfolií. Akcie zařadili do dvou skupin dle velikost tržní kapitalizace (S – small, B – big) a do tří skupin dle poměru účetní a tržní hodnoty firmy, respektive hodnoty ukazatele B/M (H – high, M – medium, L – low).

Pro vytvoření portfolií, která sledují faktory velikosti a hodnoty, byl vzorek firem tříděn dle velikosti tržní kapitalizace a velikosti ukazatele B/M. Pro účely posouzení velikosti firmy byly společnosti rozděleny dle mediánové hodnoty na firmy „velké“ (B) pro společnosti ležící nad mediánem, nebo „malé“ (S) pro společnosti ležící pod mediánem. Společnosti, které odpovídaly hodnotě mediánu, byly z analýzy vyloučeny, aby se zabránilo zkreslení. Podobně jsou firmy každoročně tříděny do tří dalších podskupin na základě jejich poměrů mezi účetní a tržní hodnotou. Malá skupina (L) obsahuje 30% firem s nejmenšími B/M ukazateli, střední poměrová skupina se středními 40% (M) a velká skupina s nejvyššími 30% (H).

Poté se pro každý příslušný rok naleznou průsečíky portfolia dvou velikostních a tří B/M kategorií, tudíž vznikne šest portfolií: S/L, S/M, S/H, B L, B/M, a B/H jak je znázorněno v následující tabulce:

Tab. 2.1 Konstrukce portfolií v třífaktorovém Fama-French modelu

| Velikost (tržní kap.) | Book to Market ratio | | |
|--------------------------|----------------------|-----------------------------|--------------------|
| | Vysoké (pod 30%) | Střední (mezi 30% a 70%) | Nízké (pod 30%) |
| Velká (nad 50%) | Big/High (B/H) | Big/Medium (B/M) | Big/Low (B/L) |
| Malá (pod 50%) | Small/High (S/H) | Small/Medium (S/M) | Small/Low (S/L) |

Zdroj: Vlastní zpracování

Faktor SMB značí prémii za velikost, která je definována jako výsledný rozdíl výnosů mezi malými a velkými firmami. Matematicky to lze vyjádřit jako vážený průměr výnosnosti jednotlivých portfolií:

$$SMB = (0,3 \cdot R_{SH} + 0,4 \cdot R_{SM} + 0,3 \cdot R_{SL}) - (0,3 \cdot R_{BH} + 0,4 \cdot R_{BM} + 0,3 \cdot R_{BL}), \quad (2.21)$$

kde R_{SH} , R_{SM} , R_{SL} , R_{BH} , R_{BM} , R_{BL} představují výnosnost vytvořených portfolií.

Faktor HML byl zachycen výpočtem rozdílu průměrných ročních výnosů mezi podniky s relativně vysokým ukazatelem B/M a podniky s relativně nízkými B/M. Střední portfolia byla v této diplomové práci při výpočtu vyloučena, protože *Fama a French (1992)* poznamenávají, že proměnná HML funguje právě kvůli jejich specifickému výběru dat v modelu a nemusela by tak fungovat u jiných datových vzorků.

HML faktor lze chápat jako rozdíl v měsíčních výnosech mezi stejně váženou dlouhou pozicí v portfoliích s vysokým poměrem B/M spolu se stejně váženou krátkou pozicí v portfoliích s nízkým B/M. Výpočet má pak podobu rovnice:

$$HML = (0,5 \cdot R_{SH} + 0,5 \cdot R_{BH}) - (0,5 \cdot R_{SL} + 0,5 \cdot R_{BL}), \quad (2.22)$$

kde R_{SH} , R_{BH} , R_{SL} , R_{BL} jsou výnosnosti portfolií. (*Fama a French, 1992*)

3 Základní finanční charakteristiky vstupních dat

V této diplomové práci byly modely testovány na datech 23 německých a 22 britských firem z technologického odvětví. Důvodem pro výběr technologických firem je obecně vysoká profitabilita technologického sektoru a lze tedy předpokládat, že zde existují další faktory, které zachycují výnosy těchto společností.

Třetí kapitola je věnována charakteristice vstupních dat, nejprve pro trh německý a následně i pro britský. Vstupní data byla testována celkem v pěti variantách, které budou v následující kapitole blíže vysvětleny.

3.1 Varianty výpočtu vstupních parametrů

V této diplomové práci byla vstupní data testovaná v několika variantách a postup je společný pro německý i britský trh. Výpočty byly provedeny v programu MS Excel a statistickém programu SPSS.

Pro potřeby všech variant byla vytvořena vždy dvě základní portfolia, která vstupovala do výpočtu jako závisle proměnná. První proměnnou je rovnoměrně hodnotově vážené portfolio (EW portfolio), kde jsou stejnou vahou zastoupeny výnosy akcií všech sledovaných firem v odvětví na daném národním trhu. Druhým portfoliem je kapitálově vážené portfolio (KW portfolio), kde jsou výnosy firem zastoupeny dle podílu na celkové tržní kapitalizaci. Následně byla vybrána nejoptimálnější varianta modelu a byly otestovány výnosy všech akcií zvlášť.

Varianta A

V první variantě byl pro výpočet vstupních proměnných uplatněn stejný postup, který aplikoval i Fama a French a byl podrobněji popsán v teoretické části práce v Kapitole 2.4.2. Varianta A pracuje s ročními daty a SML a HML faktory byly dopočteny z ročních výnosů všech technologických firem na trhu dané země. Firmy byly rozděleny do šesti portfolií dle různé tržní kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty.

Varianta B

Druhá varianta pracuje s metodou, kterou uplatnil i (*Antoch a kol., 2019*), kdy byly ke složení portfolií využity pouze akcie firem z horního a spodního decilu. Testované firmy byly rozděleny dle 90. a 10. percentilu dle tržní kapitalizace a pro B/M ratio byl uplatněn 70. a 30. percentil. Pro SMB i HML tak vzniknou vždy dvě portfolia. Konkrétně pro SMB portfolio SMALL a BIG portfolio a pro HML faktor HIGH a LOW portfolia.

Do výpočtu těchto faktorů tak logicky bylo zahrnuto méně firem. Opět se pracuje s ročními výnosy.

Varianta C

Ve třetí variantě se postupuje obdobně jako ve Variantě A, ale tentokrát s denními výnosy akcií. Všechny proměnné v modelu jsou tedy na stejné denní bázi.

Varianta D

Ve čtvrté variantě byly vybrané technologické firmy testovány pomocí dat stažených z internetové knihovny dat Kennetha Frenche. V tomto případě se však jedná o faktory počítané z evropského trhu, pro konkrétní země tyto faktory nebyly propočteny. Do výpočtu byly zahrnuty trhy vyspělých zemí a to konkrétně Rakousko, Belgie, Švýcarsko, Německo, Dánsko, Španělsko, Finsko, Francie, Velká Británie, Řecko, Irsko, Itálie, Nizozemí, Norsko, Portugalsko a Švédsko. Tato datová základna poskytuje měsíční hodnoty faktorů, bylo tedy nutné použít měsíční výnosy akcií. Časová řada byla definována od ledna 2010 do ledna 2020 a počet pozorování se tím zkrátil na 120.

Varianta E

Nakonec pro doplnění byly vybrané firmy testovány na datech propočtených pro americký trh, opět stažených z datové knihovny K. Frenche. Tato data byla vypočtena z výnosů akcií firem obchodovaných na burzách NYSE, NASDAQ a AMEX.

3.2 Německý trh

Vybrané německé firmy patří do indexu TecDAX, který zahrnuje 30 největších podniků technologického odvětví v segmentu Prime standart podle tržní kapitalizace a burzovního obratu FWB Frankfurtské burzy cenných papírů pod DAX hodnotami. Technologické odvětví zahrnuje telekomunikační společnosti, IT firmy a například společnosti vyrábějící lékařský materiál či elektrické články a baterie pro automobilový průmysl.

3.2.1 Datová základna

Do výpočtu bylo zahrnuto celkem 22 společností z indexu TecDAX. Z pozorování byly vyloučeny firmy, které se obchodují pouze pár let a jejich časová řada nebyla tudíž dostatečně dlouhá. Datová základna se skládá z denních dat (obchodních dní) za období od 1. 4. 2010 do 31. 1. 2020, tedy z denních dat za 10 let. Z denních dat byly vypočteny roční výnosy akciových titulů dle vzorce 2.1, respektive výnosy za 250

obchodních dní, kdy abychom dosáhli velkého počtu dat, každý další rok začínal o den později, tedy v čase $t-1$. Celkem tedy vzniklo 2290 pozorování, což považuji za dostatečně velký vzorek.

V následující tabulce je přehled německých společností zahrnutých do výpočtu a rozdělených již do šesti portfolií dle tržní kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty, pro potřeby Varianty A a C.

Tab. 3.1 Přehled německých firem a rozdělení do portfolií

| Portfolio | Zkratka | Společnost | Tržní kapitalizace (mil. €) | B/M Ratio |
|--------------------------|---------|-------------------------------|-----------------------------|-----------|
| Big High (BH) | UTDI | United Internet AG | 5 540 | 0,55 |
| | DRI | 1+1 Drillisch AG | 3 450 | 0,55 |
| | DT | Deutsche Telekom AG | 70 260 | 0,46 |
| | IFX | Infineon Technologies AG | 23 510 | 0,42 |
| Big Medium (BM) | QIA | Qiagen N.V. | 7 490 | 0,34 |
| | BC8 | Bechtle AG | 4 990 | 0,31 |
| | EVT | EVOTEC SE | 3 290 | 0,16 |
| | AFX | Carl Zeiss Meditec AG | 8 470 | 0,16 |
| Big Low (BL) | WDI | Wirecard AG | 14 200 | 0,12 |
| | SAP | SAP SE | 137 050 | 0,11 |
| | NEM | Nemetschek AG | 6 500 | 0,07 |
| | SRT3 | Sartorius AG Vz | 15 500 | 0,06 |
| Small High (SH) | NDX1 | Nordex SE | 1 130 | 0,63 |
| | FNTN | freenet AG | 2 270 | 0,58 |
| | SOW | Software AG | 2 180 | 0,53 |
| Small Medium (SM) | JEN | Jenoptik AG | 1 220 | 0,46 |
| | COK | CANCOM SE | 1 700 | 0,39 |
| | AIXA | AIXTRON SE | 1 030 | 0,35 |
| | PFV | Pfeiffer Vacuum Technology AG | 1 340 | 0,35 |
| Small Low (SL) | SAN | S&T AG | 1 310 | 0,34 |
| | MOR | MorphoSys AG | 3 070 | 0,17 |
| | COP | CompuGroup Medical SE | 3 000 | 0,08 |
| | NWO | NEW WORK SE | 1 370 | 0,07 |

Zdroj: Frankfurt Boerse, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

U výnosů firem byla provedena analýza časových řad na denní i roční bázi, základní statistické charakteristiky nalezneme v Příloze 1. Časová řada ročních výnosů obsahuje 2290 pozorování a nebylo potřeba nahrazovat žádné chybějící hodnoty. U denních dat je počet pozorování 2555, ani zde nebylo nutné nahrazovat chybějící hodnoty.

Pro zjištění odlehlých a extrémních hodnot jednotlivých proměnných bylo využito tzv. box plotů, kde strany obdélníku představují první a třetí kvartil, plná čára uprostřed

značí medián. Čáry vedoucí z obdélníku (vousy) znázorňují minima a maxima, tzv. meze. Hodnoty za těmito mezemi se nazývají odlehlými hodnotami. Odlehlé hodnoty v modelu necháváme, avšak extrémní hodnoty je zapotřebí odstranit a nahradit nejvhodnějším způsobem.

Při pozorování byla zjištěna jedna extrémní hodnota u společnosti Bechtle AG (BC8). Po důkladnějším přezkoumání se však jednalo pouze o špatný posun desetinné čárky při stažení vstupních dat. Denní cena akcie byla opravena a tím tato extrémní hodnota eliminována. Box plot grafy je možné nalézt v Příloze 1.

3.2.2 Charakteristika závisle proměnných

Vysvětlované proměnné v modelu jsou výnosy rovnoměrně váženého portfolia (EW portfolio) a kapitálově váženého portfolia (KW portfolio) po odečtení bezrizikové míry, v této práci označovány jako nadvýnosy. Denní ceny akcií byly staženy z databáze Yahoo Finance a následně dopočteny roční výnosy těchto firem.

Je třeba definovat bezrizikovou míru R_f , abychom mohli určit nadvýnosy akcií. Bezrizikovou mírou je průměrná roční výnosnost desetiletého německého státního dluhopisu a předpokládá se ve výši 0,5% na celé sledované období. (*Frankfurt Boerse*)

Tab. 3.2 Statistiky ročních nadvýnosů EW a KW portfolioů německých firem

| v % | Průměr | Std. Dev. | Rozptyl | Min | Max |
|---------------------|--------|-----------|---------|---------|--------|
| EW portfolio | 21,646 | 16,937 | 2,868 | -15,204 | 59,391 |
| KW portfolio | 16,596 | 9,180 | 0,843 | -6,734 | 40,733 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V Tab. 3.2 jsou znázorněny statistiky ročních výnosových měr portfolioů po odečtení bezrizikové výnosové míry. Průměrný roční nadvýnos EW portfolio je 21,6 % a KW portfolio má průměrný roční nadvýnos 16,6 %.

V Tab. 3.3. jsou uvedeny základní statistické informace denních nadvýnosů testovaných portfolioů. Obdobně jako u ročních dat lze pozorovat, že EW má průměrně větší denní nadvýnos.

Tab. 3.3 Statistiky denních nadvýnosů EW a KW portfolioů německých firem

| v % | Průměr | Std. Dev. | Rozptyl | Min | Max |
|---------------------|--------|-----------|---------|--------|-------|
| EW portfolio | 0,099 | 1,015 | 0,010 | -5,694 | 5,008 |
| KW portfolio | 0,077 | 1,058 | 0,011 | -4,978 | 6,083 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

3.2.3 Charakteristika nezávisle proměnných

Hodnoty jednotlivých faktorů, které v modelu vystupují jako vysvětlující faktory, byly pro potřeby variant dopočteny dle metodiky Famy a Frenche či na základně postupu uplatněném v (*Antoch a kol., 2019*), popřípadě staženy z internetové knihovny dat.

Fama a French vypočetli faktory z dat amerického trhu, a proto je cílem propočíst faktory pro trh německý v rámci technologického odvětví.

Tržní faktor

Tržní (market) portfolio se aproximuje burzovním indexem akcií TecDAX. Beta neboli tržní faktor je počítán jako roční tržní nadvýnos nad bezrizikovou mírou, které je opět průměrná roční výnosnost desetiletého německého státního dluhopisu a pro zjednodušení se předpokládá ve výši 0,5% na celé sledované období.

Faktor velikosti SMB

Ve Variantě A je small minus big faktor definován jako rozdíl ročních výnosů z 3 malých portfolio a 3 velkých portfolio. Kritérium velikosti je stanoveno dle tržní kapitalizace, kdy medián je rozdělovací hodnota. V portfolioch jsou zastoupeny akcie všech sledovaných firem. Podíl výnosů firem v portfolioch BH, BM, BL, SH, SM a SL byl určen dle podílu společnosti na tržní kapitalizaci v rámci daného portfolio a vypočten dle vzorce 2.21. Rozdělení firem je znázorněno v Tab. 3.1..

Tab. 3.4 Statistiky ročních nadvýnosů vytvořených portfolio německých firem

| | Průměr | Minimum | Maximum | Std. Deviation |
|-----------|--------|---------|---------|----------------|
| BH | 11,89% | -21,60% | 46,46% | 14,94% |
| BM | 19,26% | -45,44% | 62,97% | 12,17% |
| BL | 18,66% | -5,83% | 47,52% | 10,51% |
| SH | 7,53% | -45,38% | 53,35% | 19,18% |
| SM | 15,47% | -36,88% | 74,78% | 24,40% |
| SL | 29,93% | -32,56% | 132,31% | 34,37% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 3.4 je možné vypořádat, že portfolio SMALL mají v průměru zřejmě větší výnosnost než portfolio BIG, tudíž by mohl být splněn první předpoklad Famy a Frenche o větší výnosnosti malých firem nad velkými. Vyšší směrodatné odchylky portfolio jsou spojeny s vyššími průměrnými nadměrnými výnosy. Obecně platí, že vyšší směrodatné odchylky portfolio jsou také charakterizovány vyšším rozsahem výnosů (tj. rozdílem mezi nejvyšší hodnotou ročního nadbytku a nejnižší). Výjimkou z výše

uvedených pozorování je portfolio SH, které v průměru vykazovalo vzhledem ke svému nejnižšímu výnosu nejvyšší roční směrodatnou odchylku a to 19,18%. To lze vysvětlit volatilitou spojenou s technologickým odvětvím a také velkými rozdíly ve výnosech akcií zastoupených v portfoliu. Co je však překvapující, je fakt, že růstové akcie, respektive akcie zastoupeny v portfoliích LOW (portfolia BL, SL) mají výrazně vyšší výnos než hodnotové akcie (portfolia BH, SH). Dle empirických studií Famy a Frenche by totiž portfolio SH mělo mít nejvyšší výnos, v našem datovém vzorku je tomu však právě naopak. Dle (*Duberstein, 2020*), během posledního desetiletí od finanční krize v roce 2008, výnosy růstových akcií předčily výrazně akcie hodnotové. Argumentuje tím, že je to způsobeno řadou faktorů, včetně nízkých úrokových sazeb a mírného ekonomického růstu, který klade prémii na akcie, které mohou skutečně růst. Nižší úrokové sazby znamenají nižší diskontní sazby, což znamená, že budoucí zisky a peněžní toky mají dnes mnohem větší hodnotu, než by měly mít. Zároveň ve velkých i malých podnicích má probíhající digitalizace podnikových informačních technologií za následek efektivnější a pružnější fungování podniků. Tento proces inovací vedl i k levnějšímu chodu společností.

Ve Variantě B byly firmy rozděleny dle 90. a 10. percentilu dle tržní kapitalizace. Pro SMB tak vzniknou pouze dvě portfolia SMALL a BIG. Akcie firem mají v portfoliích stejnou váhu. Logicky je tak do výpočtu faktoru zahrnuto méně firem a to celkem 4 firmy, jak je znázorněno v následující tabulce:

Tab. 3.5 Zastoupení německých firem v portfoliích SMALL a BIG

| SMALL | BIG |
|------------------|---------------------------|
| Nordex SE (NDX1) | SAP SE (SAP) |
| AIXTRON (AIXA) | Deutsche Telekom AG (DTE) |

Zdroj: vlastní zpracování

Ve třetí Variantě C, je opět vytvořeno šest portfolií. Tentokrát však pracujeme s denními daty. V Tab. 3.6 lze vypořádat obdobný trend, jako u ročních nadvýnosů. Low portfolia vykazují v průměru vyšší výnosy než portfolia HIGH. Zde má nejvyšší denní nadvýnos portfolio SL a to 0,12 %.

Tab. 3.6 Statistiky denních nadvynosů vytvořených portfolií německých firem

| | Průměr | Minimum | Maximum | Std. Deviation |
|-----------|---------------|----------------|----------------|-----------------------|
| BH | 0,062% | -4,99% | 9,53% | 1,20% |
| BM | 0,087% | -6,49% | 5,85% | 1,12% |
| BL | 0,076% | -6,17% | 10,95% | 1,29% |
| SH | 0,059% | -11,57% | 6,71% | 1,47% |
| SM | 0,067% | -11,01% | 8,84% | 1,79% |
| SL | 0,120% | -8,63% | 8,29% | 1,42% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Varianty D a E pracují s daty stažených z knihovny K. Frenche.

U tohoto faktoru se již neodečítá bezriziková míra, jak tomu bylo doposud, jelikož SMB dle definice již vyjadřuje rozdíl dvou výnosových měr.

Faktor hodnoty (HML)

U Varianty A je high minus low faktor vypočten jako průměrný roční výnos z dvou portfolií s vysokým ukazatelem B/M (portfolia BH, SH) a dvou portfolií s nízkým poměrem účetní a tržní hodnoty (portfolia BL, SL) dle vzorce 2.22.

Ve Variantě B byl uplatněn 70. a 30. percentil pro rozdělení firem dle B/M ratio. V rámci HML faktoru tak vzniknou portfolia HIGH a LOW. Akcie firem v portfoliích mají opět stejné váhy. Jednotlivé zastoupení firem v těchto portfoliích je znázorněn v následující tabulce:

Tab.3.7 Zastoupení německých firem v portfoliích HIGH a LOW

| HIGH | LOW |
|---------------------------|-----------------------------|
| Nordex SE (NDX1) | Carl Zeiss Meditec AG (AFX) |
| Freenet AG (FNFT) | Wirecard AG (WDI) |
| United Internet AG (UTDI) | SAP SE (SAP) |
| 1+1 Drillisch (DRI) | CompuGroup Medical SE (COP) |
| Software AG (SOW) | NEW WORK SE (NWO) |
| Jenoptik AG (JEN) | Nemetschek AG (NEM) |
| Deutsche Telekom AG (DTE) | Sartorius AG Vz (SRT3) |

Zdroj: vlastní zpracování

V Tab. 3.8 je přehled průměrných rizikových premií vysvětlujících faktorů za celé sledované období. Potvrzuje se tím, že sledované portfolio je v rozporu s předpoklady Famy a Frenche. Riziková premie HML faktoru je totiž záporná. To znamená, že firmy s méně výhodným poměrem účetní a tržní hodnoty nevykazují nad firmami s nízkou

účetní hodnotou vyšší výnosy. Riziková premie SMB je pozitivní, což znamená, že malé firmy překonávají relativně větší. Očekává se to na principu očekávaného kompromisu mezi výnosem a rizikem.

Tab.3.8 Přehled průměrných rizikových premií v rámci variant na německém trhu

| | | Market Premium | SMB | HML |
|-----------------------------------|----------------|-----------------------|------------|------------|
| Varianta A roční data | Průměr | 13,354% | 0,562% | -1,131% |
| | Std. Deviation | 15,89% | 16,31% | 22,13% |
| Varianta B roční data | Průměr | 13,354% | 7,590% | -29,109% |
| | Std. Deviation | 15,89% | 32,22% | 30,05% |
| Varianta C denní data | Průměr | 0,058% | 0,007% | -0,037% |
| | Std. Deviation | 1,22% | 0,87% | 1,03% |
| Varianta D měsíční data Evropa | Průměr | 0,595% | 0,114% | -0,251% |
| | Std. Deviation | 4,66% | 1,58% | 2,26% |
| Varianta E denní data US | Průměr | 0,053% | -0,002% | -0,013% |
| | Std. Deviation | 0,96% | 0,52% | 0,50% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

3.3 Britský trh

Britské firmy patří do indexu FTSE techMARK Focus, který slučuje inovativní technologické společnosti, zapsané na Londýnské burze. Technologické odvětví slučuje společnosti operující v oblasti informační a komunikační technologie, společnosti vyvíjející softwary pro automatizaci procesů v podnicích, nejrozumnější datová úložiště a micro čipy či například výrobce fotovoltaiických systémů.

3.3.1 Datová základna

Do vzorku dat byly zahrnuty téměř všechny technologické společnosti z indexu FTSE techMARK Focus, respektive celkem 22 společností. Opět byly vyloučeny firmy, které se obchodují pouze pár let a jejich časová řada nebyla tudíž dostatečně dlouhá. Obdobně jako u německých firem se datová základna skládá z denních dat za období od 1. 4. 2010 do 31. 1. 2020, tedy za 10 let a vzniklo celkem 2 290 pozorování. Přehled společností a jejich rozdělení do portfolií je zaznačeno v Tab. 3.9. V každém portfoliu jsou zastoupeny výnosy minimálně tří společností. Jde vypořovovat poměrně velké rozdíly v tržní kapitalizaci portfolií BIG a SMALL.

Tab 3.9 Přehled britských firem a rozdělení do portfolií

| Portfolio | Zkratka | Společnost | Tržní kapitalizace (mil. £) | B/M |
|--------------------------|---------|-----------------|-----------------------------|------|
| Big High (BH) | MCRO | MICRO FOCUS | 2 034 | 2,04 |
| | GNS | GENUS | 2 284 | 0,57 |
| | AVV | AVEVA GRP | 5 982 | 0,43 |
| Big Medium (BM) | QQ. | QINETIQ | 1 852 | 0,36 |
| | BA. | BAE SYS. | 17 661 | 0,31 |
| | SGE | SAGE GRP. | 6 790 | 0,27 |
| | ULE | ULTRA ELEC. | 1 468 | 0,26 |
| Big Low (BL) | SN. | SMITH&NEPHEW | 13 456 | 0,26 |
| | MGGT | MEGGITT | 3 604 | 0,25 |
| | RSW | RENISHAW | 2 286 | 0,21 |
| | CCC | COMPUTACENTER | 1 702 | 0,17 |
| Small High (SH) | DIA | DIALIGHT | 79 | 2,56 |
| | BVC | BATM ADVANCED | 196 | 0,85 |
| | VEC | VECTURA | 506 | 0,50 |
| Small Medium (SM) | XPP | XP POWER | 567 | 0,44 |
| | AXB | OXFORD BIOMED. | 418 | 0,41 |
| | APTD | APTITUDE | 259 | 0,32 |
| | SDL | SDL | 491 | 0,26 |
| Small Low (SL) | OXIG | OXFORD INSTRMNT | 712 | 0,24 |
| | XAR | XAAR | 23 | 0,22 |
| | RCDO | RICARDO | 326 | 0,21 |
| | NCC | NCC GRP | 520 | 0,18 |

Zdroj: London Stock Exchange, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Opět byla provedena analýza časových řad pro všechny výnosy akcií. Nebylo nutné nahrazovat žádné chybějící hodnoty. Dle analýzy box plotů nebyly nalezeny žádné extrémní hodnoty. Základní deskriptivní statistiky a grafy jsou uvedeny v Příloze 2.

3.3.2 Charakteristika závislých proměnných

Vysvětlované proměnné jsou opět roční nadvýnosy EW portfolia a KW portfolia složených z akcií technologických firem. Denní ceny akcií byly staženy z databáze Yahoo Finance a obdobně jako u německých firem dopočteny roční výnosy těchto společností.

Bezrizikovou mírou je v tomto případě průměrná roční výnosnost desetiletého britského státního dluhopisu a předpokládá se ve výši 0,3% na celé sledované období. (*London Stock Exchange*)

V Tab. 3.10 jsou základní údaje o portfoliích vystupujících jako závisle proměnné na roční bázi. U britských společností je možné pozorovat vyšší průměrný výnos u KW portfolia, což je naopak, než tomu bylo u německých společností.

Tab. 3.10 Statistiky ročních nadvýnosů EW a KW portfolií britských firem

| v % | Průměr | Std. Dev. | Rozptyl | Min | Max |
|---------------------|--------|-----------|---------|---------|--------|
| EW portfolio | 10,036 | 10,964 | 1,202 | -17,323 | 43,080 |
| KW portfolio | 11,939 | 12,674 | 1,606 | -25,340 | 46,471 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Obdobné statistiky byly zjištěny i na denních datech a jsou zaznamenány v Tab. 3.11. Směrodatná odchylka KW portfolia je vyšší z důvodu větších rozdílů mezi výnosy akcií v portfoliu.

Tab. 3.11 Statistiky denních nadvýnosů EW a KW portfolií britských firem

| v % | Průměr | Std. Dev. | Rozptyl | Min | Max |
|---------------------|--------|-----------|---------|---------|-------|
| EW portfolio | 0,067 | 0,808 | 0,007 | -5,050 | 3,607 |
| KW portfolio | 0,066 | 1,145 | 0,013 | -13,352 | 5,204 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

3.3.3 Charakteristika nezávisle proměnných

Hodnoty faktorů na roční bázi, které v modelu vystupují jako vysvětlující faktory, byly dopočteny dle metodiky Fama a Frenche pro potřeby Varianty A a C.

Tržní faktor

Tržní (market) portfolio se aproximuje burzovním indexem akcií FTSE All Share Index, který sdružuje cca 600 společností obchodovaných na londýnské burze.

Faktor velikosti SMB

Small minus big faktor je stanoven pro Variantu A obdobně jako u německých firem. V portfoliích jsou zastoupeny akcie všech sledovaných firem.

Tab. 3.12 Statistiky ročních nadvýnosů vytvořených portfolií britských firem

| | Průměr | Minimum | Maximum | Std. Deviation |
|-----------|--------|---------|---------|----------------|
| BH | 13,05% | -37,79% | 49,11% | 17,32% |
| BM | 10,35% | -20,62% | 45,42% | 12,61% |
| BL | 13,38% | -17,13% | 31,46% | 10,07% |
| SH | 4,51% | -46,01% | 59,38% | 19,91% |
| SM | 9,76% | -46,16% | 68,83% | 25,49% |
| SL | 14,72% | -36,67% | 87,56% | 23,81% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 3.12 je možné vypořádat obdobnou kontradikci jako na německém trhu a to, že růstové akcie vykazují větší roční výnosy než akcie hodnotové. Navíc se jeví, že

velké společnosti jsou výnosnější než ty malé, což je opět v rozporu s empirickými pozorováními Famy a Frenche.

Ve Variantě B v rámci SMB faktoru vystupují obdobně pouze dvě portfolia SMALL a BIG. Akcie firem mají v portfoliích stejnou váhu. Do výpočtu faktoru byly zahrnuty 4 firmy, jak je znázorněno v Tab. 3.13.

Tab. 3.13 Zastoupení britských firem v portfoliích SMALL a BIG

| SMALL | BIG |
|----------------|-------------------|
| XAAR (XAR) | BAE SYS. (BA) |
| DIALIGHT (DIA) | SMITH&NEPHEW (SN) |

Zdroj: vlastní zpracování

Základní statistiky portfolií byly provedeny i pro denní data, znázorněny jsou v následující tabulce:

Tab. 3.14 Statistiky denních nadvýnosů vytvořených portfolií britských firem

| | Průměr | Minimum | Maximum | Std. Deviation |
|-----------|--------|----------|---------|----------------|
| BH | 0,082% | -22,052% | 16,097% | 1,618% |
| BM | 0,053% | -5,286% | 7,534% | 1,102% |
| BL | 0,067% | -5,800% | 6,276% | 1,092% |
| SH | 0,037% | -15,298% | 11,408% | 1,767% |
| SM | 0,080% | -9,648% | 9,409% | 1,397% |
| SL | 0,101% | -12,303% | 11,835% | 1,542% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Faktor hodnoty (HML)

U Varianty A je high minus low faktor vypočten jako průměrný roční výnos z 2 portfolií s vysokým ukazatelem B/M (portfolia BH, SH) a 2 portfolií s nízkým poměrem účetní a tržní hodnoty (portfolia BL, SL).

V rámci Varianty B kalkulujeme s portfolií HIGH a LOW. Akcie firem v portfoliích mají opět stejné váhy. Jednotlivé zastoupení firem v těchto portfoliích je znázorněn v Tab.3.15.

Tab.3.15 Zastoupení britských firem v portfoliích HIGH a LOW

| HIGH | LOW |
|--------------------|----------------------|
| XAAR (XAR) | RENISHAW (RSW) |
| MICRO FOCUS (MCRO) | XP POWER (XPP) |
| DIALIGHT (DIA) | GENUS (GNS) |
| VECTURA (VEC) | SAGE GRP. (SGE) |
| MEGGIT (MGGT) | OXFORD BIOMED. (OXB) |
| SDL (SDL) | COMPUTACENTER (CCC) |
| | SMITH&NEPHEW (SN) |

Zdroj: vlastní zpracování

V Tab. 3.16 je přehled průměrných rizikových premií vysvětlujících faktorů za celé sledované období. Ve Variantě A vychází SMB i HML riziková premie záporně, jak bylo předpovězeno. Potvrzuje se tím, že sledované portfolio je v rozporu s empirickými předpoklady Famy a Frenche. U Varianty B je alespoň riziková premie SMB pozitivní, což je dáno menším počtem akcií ve výpočtu. HML je však mnohonásobně nižší než u Varianty A. Dokonce i průměrné rizikové premie získané z evropských a amerických dat vykazují opačné tendence, než by se dalo očekávat.

Tab.3.16 Přehled průměrných rizikových premií v rámci variant na britském trhu

| | | Market Premium | SMB | HML |
|-----------------------------------|----------------|----------------|---------|---------|
| Varianta A roční data | Průměr | 3,623% | -2,401% | -3,623% |
| | Std. Deviation | 8,39% | 15,89% | 17,64% |
| Varianta B roční data | Průměr | 3,623% | 1,775% | -9,909% |
| | Std. Deviation | 8,39% | 30,01% | 26,21% |
| Varianta C denní data | Průměr | 0,017% | 0,007% | -0,023% |
| | Std. Deviation | 0,89% | 1,13% | 1,17% |
| Varianta D měsíční data Evropa | Průměr | 0,595% | 0,114% | -0,251% |
| | Std. Deviation | 4,66% | 1,58% | 2,26% |
| Varianta E denní data US | Průměr | 0,053% | -0,002% | -0,013% |
| | Std. Deviation | 0,96% | 0,52% | 0,50% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4 Odhad a aplikace třífaktorového Fama-French modelu na vybrané odvětví

V praktické části práce bude FF3F model otestován v pěti variantách, následně bude vybrána ta neoptimálnější a ta testována podrobněji. Bude proveden odhad koeficientů beta pro oba trhy. Vždy je prvně testován německý trh a následně britský.

V poslední části kapitoly bude třífaktorový Fama-French model srovnán s modelem CAPM. Závěr kapitoly je věnován verifikaci získaných koeficientů beta a následnému shrnutí výsledků.

4.1 Aplikace modelu na německém trhu

V této podkapitole budou testována EW a KW portfolia, složená z výnosů akcií německých technologických firem.

4.1.1 Varianta A

První varianta pracuje s ročními daty a SML a HML faktory byly dopočteny z ročních výnosů technologických firem na německém trhu dle metodiky Famy a Frenche. Firmy byly rozděleny do šesti portfolií dle různé tržní kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty. Následně byl pomocí regrese odhadnut model pro EW a KW portfolia.

Tab.4.1 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|--------------------------------|-------------|----------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,1431 | 0,0017 | 83,9882 | 0,0000 |
| R _m -R _f | 0,4966 | 0,0089 | 55,6904 | 0,0000 |
| SMB | 0,6460 | 0,0092 | 70,1654 | 0,0000 |
| HML | -0,0167 | 0,0064 | -2,5956 | 0,0095 |
| Násobné R | 0,9358 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,8757 | F-statistika | | 8108,5688 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0598 | Durbin - Watson test | | 0,802 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab 4.1. je zřejmé, že všechny proměnné jsou v modelu statisticky významné na 5% hladině významnosti. Důležitým zjištěním je, že i konstanta je významná a není nulová, což hovoří v neprospěch Fama-French modelu. Hodnota spolehlivosti R modelu 87% je poměrně vysoká. Byl prokázán pozitivní lineární vztah mezi nadvýnosem z portfolií akcií a nadvýnosem z tržního portfolia i faktorem SMB. Záporná hodnota beta HML faktoru značí, že při růstu hodnoty faktoru HML se tedy výnosy akcií z EW portfolia snižují. Absolutní hodnota koeficientu HML je však relativně malá oproti

Rm-Rf a SMB, což je podpořeno výsledky z korelační matice v Tab. 4.2., kde korelace EW portfolia a HML je slabá a to pouze 0,33.

Tab. 4.2 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|--------|--------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,7622 | 1 | | |
| SMB | 0,8420 | 0,4796 | 1 | |
| HML | 0,3336 | 0,2159 | 0,4049 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V Tab. 4.2 je také potvrzeno, že EW portfolio má poměrně silnou závislost vůči tržním faktorům a SMB. Co se týče HML faktoru, po jeho odstranění z modelu klesl korigovaný koeficient determinace z 87% na 77%, což naznačuje, že HML má v modelu alespoň malý význam.

Z Tab. 4.3 je patrné, že hodnota spolehlivosti R modelu výrazně klesla na 46%, problém bude pravděpodobně v silném zastoupení společnosti SAP v KW portfoliu, jelikož výnos této společnosti má v portfoliu nejvyšší váhu, tato společnost má totiž oproti ostatním poměrně vysokou tržní kapitalizaci.

Tab.4.3 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,1167 | 0,0019 | 60,7380 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,3621 | 0,0101 | 36,0021 | 0,0000 |
| SMB | 0,0627 | 0,0104 | 6,0345 | 0,0000 |
| HML | -0,0125 | 0,0073 | -1,7126 | 0,0869 |
| Násobné R | 0,6807 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,4634 | F-statistika | | 662,3567 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0673 | Durbin - Watson test | | 0,401 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Co se týče statistické verifikace modelů, koeficienty u faktorů jsou na 1%, 5% a 10% hladině významnosti statisticky významné, respektive hodnota P je menší než 0,01. Jak již bylo řečeno, statistická významnost konstanty je u modelu nežádoucí. Konstanta u EW portfolia vychází 14,31% na roční bázi, což znamená, že roční výnos z portfolia technologických firem je o 14,31% vyšší než dle modelu. Vysoká hodnota alfy signalizuje, že model plně nezachycuje výnosy z portfolia akcií.

Odhadnutý Fama-french model pro EW portfolio nesplňuje však úplně podmínky ekonomické verifikace, Durbin-Watsonova hodnota testu 0,802 signalizuje autokorelaci

prvního, kterou se však nepodařilo odstranit. Dle tabulkových hodnot je pro 2000 pozorování a 3 vysvětlující proměnné žádoucí hodnota mezi 1,893 a 1,899. Vypočítané bety by tak mohly být částečně zkreslené. V modelu nebyla prokázána heteroskedasticita.

Multikolinearita v modelu je únosná, jelikož dle Tab. 4.2 mají mezi sebou vysvětlující proměnné korelační koeficienty nižší než 0,5. Pearsonův korelační koeficient, jakožto statistický ukazatel síly lineárního vztahu mezi párovými daty byl u všech proměnných menší než 0,5, což značí statistickou významnost závislosti.

4.1.2 Varianta B

Ve druhé variantě byl uplatněn zjednodušený postup pro výpočet SMB a HML faktorů pomocí percentilů. Výnosy portfolií byly stanoveny na roční bázi.

Při pohledu na Tab. 4.4 a 4.5 jsou všechny proměnné modelu statisticky významné od nuly. Avšak opět konstanta alfa vychází kladně a je statisticky významná na 1 % hladině významnosti, ale oproti variantě A je nižší. Tento fakt vypovídá o tom, že model i po změně metodiky výpočtu vstupních faktorů ideálně nevysvětluje výnosy akcií firem. Tyto výnosy jsou oproti předpokládaným výnosům o 4,45% ročně vyšší u EW portfolia a o 6,89% u KW portfolia.

Tab.4.4 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0445 | 0,0033 | 13,4300 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,8456 | 0,0132 | 64,2959 | 0,0000 |
| SMB | 0,0501 | 0,0064 | 7,8779 | 0,0000 |
| HML | -0,2314 | 0,0059 | -38,9309 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,8714 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,7594 | F-statistika | | 2420,5911 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0832 | Durbin - Watson test | | 0,67 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

U EW portfolia je citlivost výnosů na HML vyšší, než u Varianty A (koeficient -0,23 oproti -0,02). Tato tendence ukazuje, že při zvýšení výnosu z portfolia HML o jednotku (koupě akcií s vysokým B/M ratio a prodej akcií s nízkým B/M ratio) se výnosy akcií technologických firem sníží přibližně o 0,2%. Z Tab 4.4 je možné vyčíst, že adjustovaný determinační koeficient 76% je u EW portfolia poměrně vysoký.

Tab. 4.5 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|--------|--------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,7621 | 1 | | |
| SMB | 0,5167 | 0,5194 | 1 | |
| HML | -0,2566 | 0,1967 | -0,022 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z korelační matice z Tab 4.5 lze usoudit, že HML faktor má na EW portfolio však poměrně slabý vliv. Podobně je tomu u SMB faktoru, kde je však korelace poměrně vyšší než u HML, a to 0,51.

Tab.4.6 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0689 | 0,0024 | 28,9234 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,5021 | 0,0094 | 53,1585 | 0,0000 |
| SMB | -0,0728 | 0,0046 | -15,9439 | 0,0000 |
| HML | -0,0961 | 0,0043 | -22,5082 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,7600 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,5776 | F-statistika | | 1048,9577 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0597 | Durbin - Watson test | | 0,076 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V Tab. 4.6 jsou zaznamenány výsledky regrese pro KW portfolio. Hodnota spolehlivosti R 57% je slabší než v předchozím případě. Po sestavení korelační matice v Tab. 4.7 vychází opět slabá korelace s faktorem SMB a HML. Opět se zde vyskytuje autokorelace prvního řádu.

Tab. 4.7 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | KW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|--------|---------|-----|
| KW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,6744 | 1 | | |
| SMB | 0,2029 | 0,5194 | 1 | |
| HML | -0,1377 | 0,1967 | -0,0223 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.1.3 Varianta C

Ve třetí variantě byl zvolen výpočet ukazatelů dle metodiky Famy a Frenche a pracujeme opět s šesti portfolii, tentokrát však na denní bázi.

Tab.4.8 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0006 | 0,0001 | 7,1998 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,7450 | 0,0065 | 114,2945 | 0,0000 |
| SMB | 0,1075 | 0,0092 | 11,6615 | 0,0000 |
| HML | 0,0014 | 0,0076 | 0,1863 | 0,8522 |
| Násobné R | 0,9216 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,8494 | F-statistika | | 4797,1348 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0039 | Durbin - Watson test | | 2,019 |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Dle Tab. 4.8 lze konstatovat, že proměnná HML je v modelu statisticky nevýznamná. Adjustovaný koeficient determinace 84% je poměrně vysoký. Bohužel vyvstává fakt, že konstanta je statisticky významná. A to konkrétně 0,06 % (tj. ročně 15 %). Korelační koeficient 0,27 u proměnné SMB, jak je možné vidět v Tab. 4.9 poukazuje na slabou závislost portfolio na velikostním faktoru. Odhadnutý Fama-French model pro EW portfolio také nesplňuje podmínky ekonomické verifikace, Durbin-Watsonova hodnota testu 2,019 značí negativní autokorelaci reziduí.

Tab. 4.9 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|---------------------|--------------|----------|----------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,917222 | 1 | | |
| SMB | 0,27942 | 0,20848 | 1 | |
| HML | 0,009319 | -0,00116 | 0,096891 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Výsledky regrese pro KW jsou zaznamenány v následující tabulce:

Tab.4.10 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0003 | 0,0001 | 3,3701 | 0,0008 |
| Rm-Rf | 0,7801 | 0,0080 | 97,8750 | 0,0000 |
| SMB | -0,3403 | 0,0113 | -30,1894 | 0,0000 |
| HML | -0,0563 | 0,0093 | -6,0592 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,8904 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,7928 | F-statistika | | 3254,0976 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0048 | Durbin - Watson test | | 2,150 |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Výsledky regrese pro KW portfolio v Tab 4.10 naznačují příznivé hodnoty modelu, avšak z korelační matice v Tab. 4.11 lze usoudit, že korelace je významná pouze u tržního faktoru. Opět je zde významná alfa, konkrétně 0,03 % (tj. 7,5% ročně).

Tab. 4.11 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | KW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|---------|--------|-----|
| KW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,8438 | 1 | | |
| SMB | -0,0968 | 0,2080 | 1 | |
| HML | -0,0830 | -0,0010 | 0,0968 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.1.4 Varianta D

Ve této variantě byly vybrané technologické firmy testovány pomocí dat stažených z internetové knihovny dat Kennetha Frenche. Měsíční hodnoty byly vypočteny pro evropské firmy v rozvinutých zemích.

Tab.4.12 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0152 | 0,0029 | 5,1674 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,4607 | 0,0699 | 6,5956 | 0,0000 |
| SMB | 0,5214 | 0,1822 | 2,8616 | 0,0050 |
| HML | -0,2405 | 0,1434 | -1,6768 | 0,0963 |
| Násobné R | 0,7152 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,4607 | F-statistika | | 17,0293 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,5214 | | | |
| Pozorování | 120 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 4.13 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|---------|---------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,4879 | 1 | | |
| SMB | 0,1733 | -0,1041 | 1 | |
| HML | 0,1103 | 0,4726 | -0,0759 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Výsledky modelu v Tab. 4.12 signalizují pozitivní výsledky pro EW portfolio. Všechny proměnné modelu jsou statisticky významné na hladině významnosti 10%. Opět narážíme na fakt, že alfa obou modelů je statisticky významná a měsíčně kolem 1%. Co se týče hodnot koeficientů, u SMB a Rm-Rf se jeví pozitivní lineární vztah s nadvýnosem

z portfolia akcií. U HML je tomu naopak. Korelační koeficienty v Tab. 4.13 se však jeví poměrně nízké.

Tab.4.14 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0123 | 0,0029 | 4,2181 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,4242 | 0,0693 | 6,1252 | 0,0000 |
| SMB | 0,1231 | 0,1807 | 0,6813 | 0,4970 |
| HML | -0,2381 | 0,1422 | -1,6743 | 0,0968 |
| Násobné R | 0,5033 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,2533 | F-statistika | | 13,1207 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0310 | | | |
| Pozorování | 120 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.14 můžeme vyčíst, že adjustovaný determinační koeficient 0,25 je pro KW portfolio nízký, což je podpořeno nízkými korelačními koeficienty v Tab. 4.15.

Tab. 4.15 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | KW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|---------------------|--------------|---------|---------|-----|
| KW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,4815 | 1 | | |
| SMB | 0,0083 | -0,1041 | 1 | |
| HML | 0,1077 | 0,4726 | -0,0759 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.1.5 Varianta E

Pro doplnění byly vybrané firmy testovány na vypočtených denních datech Famy a Frenche pro americký trh.

Z Tab 4.16 a 4.17 je patrné, že faktory propočtené pro americký kapitálový trh nejsou pro portfolio vybraných technologických firem vhodné, jelikož koeficient determinace je extrémně nízký, a to pouze 7 % v případě EW portfolia a 4 % u KW portfolia. Navíc F-statistika větší než 0,05 značí statistickou nevýznamnost modelu.

Tab.4.16 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0010 | 0,0002 | 4,7737 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,0696 | 0,0224 | 3,0996 | 0,0020 |
| SMB | 0,0397 | 0,0413 | 0,9615 | 0,3364 |
| HML | -0,0309 | 0,0405 | -0,7641 | 0,4449 |
| Násobné R | 0,0743 | P-value (F-test) | | 0,006 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,0056 | F-statistika | | 4,7513 |

| | |
|--------------------|--------|
| Chyba stř. hodnoty | 0,0044 |
| Pozorování | 2555 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab.4.17 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0008 | 0,0002 | 3,6646 | 0,0003 |
| Rm-Rf | 0,0460 | 0,0234 | 1,9653 | 0,0495 |
| SMB | 0,0270 | 0,0431 | 0,6266 | 0,5310 |
| HML | -0,0112 | 0,0422 | -0,2656 | 0,7906 |
| Násobné R | 0,0474 | P-value (F-test) | | 0,1277 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,0022 | F-statistika | | 1,8986 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0106 | | | |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.2 Aplikace modelu na britském trhu

V této podkapitole budou testována EW a KW portfolia, složená z výnosů akcií britských firem.

4.2.1 Varianta A

V prvním modelu na roční bázi jsou všechny proměnné modelu statisticky významné u obou portfolií, což bohužel platí i pro konstantu. Z Tab. 4.18 můžeme vyčíst negativní vztah mezi nadvýnosy EW portfolia a faktory SMB a HML.

Tab.4.18 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0697 | 0,0013 | 51,6075 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,2933 | 0,0095 | 30,9957 | 0,0000 |
| SMB | -0,0676 | 0,0085 | -7,9302 | 0,0000 |
| HML | -0,0167 | 0,0064 | -2,5956 | 0,0095 |
| Násobné R | 0,8496 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,7219 | F-statistika | | 1977,547 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0579 | Durbin - Watson test | | 0,702 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Dle Tab 4.19 je nejslabší korelace u faktoru SMB, a to 0,36. Multikolinearita je únosná, i když korelace mezi HML a SMB faktory je v absolutním vyjádření rovna 0,54, což již lehce přesahuje maximální hranici 0,5. Po odstranění SMB z modelu se sníží násobné R na 77 % a hodnota spolehlivosti R na 60 %, což by naznačovalo jistou významnost tohoto faktoru v modelu.

Tab. 4.19 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|---------|---------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,6941 | 1 | | |
| SMB | 0,3645 | -0,1604 | 1 | |
| HML | -0,5398 | -0,4573 | -0,5398 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V Tab. 4.20 můžeme vidět zajímavý fakt a to, že beta koeficient pro tržní riziko je zde záporný. Bude to zřejmě opět zapříčiněno vahami akcií v KW portfolio.

Tab.4.20 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0938 | 0,0021 | 45,3034 | 0,0000 |
| Rm-Rf | -0,1829 | 0,0145 | -12,5994 | 0,0000 |
| SMB | 0,2295 | 0,0131 | 17,5453 | 0,0000 |
| HML | 0,8151 | 0,0235 | 34,7509 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,7141 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,5099 | F-statistika | | 792,8672 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0888 | Durbin - Watson test | | 0,422 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 4.21 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | KW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|--------------|--------------|---------|---------|-----|
| KW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,5255 | 1 | | |
| SMB | -0,4886 | -0,1604 | 1 | |
| HML | 0,3573 | -0,1596 | -0,5398 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Opět se nepotvrdila ekonomická verifikace modelu, dle Durbin-Watsonova testu se v modelu vyskytuje autokorelace prvního řádu a je nutné počítat s možným zkreslením bet. V modelu však opět nebyla prokázána heteroskedasticita.

4.2.2 Varianta B

Při propočtu portfolií zjednodušeným postupem se dostáváme opět ke zjištění, že konstanta alfa je nenulová a statisticky významná, což hovoří v neprospěch Fama-French modelu. Dle Tab. 4.22 je konstanta na úrovni 7,2 %.

Tab.4.22 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0717 | 0,0019 | 37,7484 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,9172 | 0,0197 | 46,4689 | 0,0000 |
| SMB | 0,0444 | 0,0059 | 7,5664 | 0,0000 |
| HML | 0,0543 | 0,0067 | 8,1665 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,7083 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,5017 | F-statistika | | 767,3848 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0774 | Durbin - Watson test | | 0,102 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Ani hodnota adjustovaného koeficientu determinace 50,17 % není příznivá.

Tab. 4.23 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | HML | SMB | Rm-Rf |
|---------------------|--------------|---------|---------|-------|
| EW portfolio | 1 | | | |
| HML | 0,1763 | 1 | | |
| SMB | -0,0689 | -0,3676 | 1 | |
| Rm-Rf | 0,6940 | 0,1300 | -0,2036 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Po odstranění HML z modelu u EW portfolio se násobné R sníží na 0,63 a hodnota spolehlivosti R na 0,43., tudíž by se i přes slabou korelaci s HML faktorem dalo předpokládat, že má v modelu opodstatnění.

Tab.4.24 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,1135 | 0,0022 | 50,4588 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,6669 | 0,0234 | 28,5323 | 0,0000 |
| SMB | -0,0787 | 0,0070 | -11,3245 | 0,0000 |
| HML | 0,1705 | 0,0079 | 21,6509 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,7600 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,5776 | F-statistika | | 1048,9577 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0597 | Durbin - Watson test | | 0,076 |
| Pozorování | 2290 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Výsledky pro KW portfolio v Tab. 4.24 vykazují vyšší spolehlivost modelu, hodnota korigovaného koeficientu determinace je 57,76 %.

Tab. 4.25 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | KW portfolio | HML | SMB | Rm-Rf |
|--------------|--------------|---------|---------|-------|
| KW portfolio | 1 | | | |
| HML | 0,4790 | 1 | | |
| SMB | -0,4067 | -0,3679 | 1 | |
| Rm-Rf | 0,5255 | 0,1301 | -0,2039 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V rámci KW portfolio je korelace se všemi faktory na podobné úrovni a vykazuje střední závislost.

V rámci této varianty je však ekonomická verifikace nejhorší. Výsledky Durbin – Watsonova testu okolo 0,1 značí silnou pozitivní autokorelaci prvního řádu.

4.2.3 Varianta C

Co se týče propočtu pro denní data, z Tab. 4.26 můžeme vyčíst, že model pro EW portfolio je dokonce statisticky nevýznamný, jelikož p hodnota F-testu je 0,7.

Tab.4.26 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|--------|-----------|
| konstanta | 0,0007 | 0,0002 | 4,1466 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,0192 | 0,0179 | 1,0698 | 0,2848 |
| SMB | 0,0078 | 0,0142 | 0,5475 | 0,5841 |
| HML | 0,0012 | 0,0138 | 0,0839 | 0,9331 |
| Násobné R | 0,0236 | P-value (F-test) | | 0,7012 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,0005 | F-statistika | | 0,4728 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0039 | | | |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

V Tab. 4.27 jsou zaznamenány výsledky regrese pro KW portfolio. Zde je překvapující statistická nevýznamnost Rm-Rf faktoru. Hodnota spolehlivosti R je opět velice nízká a to pouze 20%. Model proto nebyl dále testován na autokorelaci.

Tab.4.27 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|----------|-----------|
| konstanta | 0,0007 | 0,0002 | 3,6865 | 0,0002 |
| Rm-Rf | 0,0287 | 0,0226 | 1,2680 | 0,2049 |
| SMB | -0,3659 | 0,0180 | -20,3633 | 0,0000 |
| HML | 0,2613 | 0,0173 | 15,0632 | 0,0000 |
| Násobné R | 0,4561 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,2081 | F-statistika | | 222,1308 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0101 | | | |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.2.4 Varianta D

Při aplikaci modelu na měsíčních datech propočtených pro evropské vyspělé trhy dostáváme podobné výsledky jako u německého trhu. Determinační koeficienty jsou u obou portfolií nízké. Všechny proměnné jsou významné na hladině spolehlivosti 90% pouze u EW portfolia.

Tab.4.28 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0084 | 0,0026 | 3,2740 | 0,0014 |
| Rm-Rf | 0,3605 | 0,0608 | 5,9252 | 0,0000 |
| SMB | 0,6676 | 0,1587 | 4,2063 | 0,0001 |
| HML | -0,2350 | 0,1249 | -1,8807 | 0,0625 |
| Násobné R | 0,5479 | P-value (F-test) | | 0,0000 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,3001 | F-statistika | | 16,5869 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,2821 | | | |
| Pozorování | 120 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 4.29 Korelační matice proměnných ve Fama-French modelu

| | EW portfolio | Rm-Rf | SMB | HML |
|---------------------|--------------|---------|---------|-----|
| EW portfolio | 1 | | | |
| Rm-Rf | 0,4112 | 1 | | |
| SMB | 0,2867 | -0,1041 | 1 | |
| HML | 0,0568 | 0,4726 | -0,0759 | 1 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

U KW portfolia je determinační koeficient dokonce nižší než u EW portfolia. Navíc, jak již bylo zmíněno, proměnné SMB a HML jsou v modelu statisticky nevýznamné. Výsledky jsou zaznamenány v Tab. 4.30.

Tab.4.30 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|----------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0083 | 0,0036 | 2,2815 | 0,0243 |
| Rm-Rf | 0,3709 | 0,0864 | 4,2939 | 0,0000 |
| SMB | 0,3692 | 0,2253 | 1,6386 | 0,1040 |
| HML | -0,2811 | 0,1774 | -1,5845 | 0,1158 |
| Násobné R | 0,3859 | P-value (F-test) | | 0,0003 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,1489 | F-statistika | | 6,7667 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0387 | Durbin - Watson test | | |
| Pozorování | 120 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.2.5 Varianta E

Obdobně jako u německých firem je z Tab. 4.31 a 4.32 je patrné, že faktory propočtené pro americký kapitálový trh nejsou pro portfolio vybraných technologických firem vhodné. Adjustovaný koeficient determinace je extrémně nízký u obou portfolií a F-statistika značí statistickou nevýznamnost modelu.

Tab.4.31 Odhad Fama-French modelu pro EW portfolio

| EW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|---------|-----------|
| konstanta | 0,0007 | 0,0002 | 4,0825 | 0,0000 |
| Rm-Rf | 0,0118 | 0,0179 | 0,6624 | 0,5078 |
| SMB | 0,0221 | 0,0329 | 0,6718 | 0,5018 |
| HML | -0,0202 | 0,0323 | -0,6260 | 0,5314 |
| Násobné R | 0,0257 | P-value (F-test) | | 0,6415 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,0006 | F-statistika | | 0,5599 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0081 | | | |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab.4.32 Odhad Fama-French modelu pro KW portfolio

| KW portfolio | Koeficienty | Chyba stř. hodnoty | t Stat | Hodnota P |
|-------------------------|-------------|--------------------|--------|-----------|
| konstanta | 0,0007 | 0,0002 | 2,8824 | 0,0040 |
| Rm-Rf | 0,0101 | 0,0253 | 0,3977 | 0,6909 |
| SMB | 0,0507 | 0,0466 | 1,0878 | 0,2768 |
| HML | 0,0244 | 0,0457 | 0,5337 | 0,5936 |
| Násobné R | 0,0288 | P-value (F-test) | | 0,5512 |
| Hodnota spolehlivosti R | 0,0008 | F-statistika | | 0,7014 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0114 | | | |
| Pozorování | 2555 | | | |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

4.3 Odhad beta koeficientů

Při porovnání všech variant za oba národní trhy, byla vybrána jako nejoptimálnější varianta A u obou trhů. Respektive varianta, kde se vychází z metodiky Famy a Frenche a pracuje se s ročními výnosy tak, jak je uvedeno i v teorii. Proto tyto varianty byly blíže otestovány na nadvýnosech všech akcií zvlášť a také souhrnně za vytvořených šest portfolií.

4.3.1 Odhad koeficientů beta pro německý trh

Nejprve byla provedena regrese pro vytvořená portfolia, výsledky jsou zaznamenány v následující tabulce:

Tab.4.33 Odhad Fama-French modelu pro portfolia akcií (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} | R^2 | Adjusted R^2 |
|-----------|--------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|-------|----------------|
| BH | 2,498 | 0,742 | -0,303 | -0,304 | 0,862 | 0,714 |
| BM | 11,753 | 0,535 | 0,020 | -0,311 | 0,712 | 0,635 |
| BL | 16,950 | 0,110 | 0,151 | -0,134 | 0,402 | 0,351 |
| SH | 1,13 | 0,503 | 0,213 | 0,390 | 0,722 | 0,637 |
| SM | 6,152 | 0,634 | 0,935 | -0,294 | 0,756 | 0,693 |
| SL | 25,783 | 0,218 | 1,748 | -0,244 | 0,785 | 0,687 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Hodnoty adjustovaného determinačního koeficientu jsou u portfolií příznivé, pouze portfolio BL vykazuje nízkou hodnotu 35 %. Až na jednu výjimku vychází beta HML záporná a SMB kladná. Pro detailnější analýzu byla provedena regrese pro jednotlivé akcie v portfoliích zvlášť.

Tab. 4.34 Odhad Fama-French modelu pro akcie německých firem (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} | R^2 | Adjusted R^2 |
|------|--------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|-------|----------------|
| UTDI | 5,363 | 0,625 | 0,375 | 0,923 | 0,928 | 0,861 |
| DRI | 14,643 | 0,781 | 0,298 | 1,350 | 0,914 | 0,836 |
| DTE | 1,706 | 0,707 | -0,358 | 0,246 | 0,725 | 0,526 |
| IFX | 4,036 | 0,884 | -0,394 | 0,245 | 0,573 | 0,329 |
| QIA | -2,868 | 0,785 | -0,094 | -0,158 | 0,616 | 0,380 |
| BC8 | 18,427 | 0,582 | 0,060 | x | 0,524 | 0,275 |
| EVT | 4,866 | 1,425 | -0,361 | -0,555 | 0,602 | 0,362 |
| AFX | 22,908 | -0,087 | 0,289 | -0,608 | 0,734 | 0,539 |
| WDI | 18,210 | 0,763 | 0,332 | -0,115 | 0,565 | 0,319 |
| SAP | 12,236 | 0,046 | 0,118 | -0,186 | 0,313 | 0,098 |
| NEM | 53,940 | 0,284 | 0,491 | 0,225 | 0,544 | 0,296 |
| SRT3 | 40,031 | -0,040 | 0,297 | -0,076 | 0,217 | 0,047 |
| NDX1 | -9,204 | 1,147 | -0,282 | 0,778 | 0,439 | 0,193 |
| FNTN | 14,400 | 0,118 | 0,489 | 0,796 | 0,845 | 0,714 |
| SOW | -6,868 | 0,562 | 0,273 | -0,230 | 0,468 | 0,219 |
| JEN | 9,301 | 0,777 | 0,631 | -0,072 | 0,714 | 0,510 |
| COK | 27,175 | 0,204 | 1,045 | x | 0,714 | 0,510 |
| AIXA | -32,236 | 1,402 | 1,258 | -1,039 | 0,692 | 0,479 |
| PFV | 1,258 | 0,677 | 0,311 | -0,210 | 0,544 | 0,295 |
| SANT | 6,933 | 1,294 | -0,176 | -0,435 | 0,663 | 0,439 |
| MOR | 7,589 | 0,818 | 0,840 | 0,069 | 0,648 | 0,419 |
| COP | 15,295 | 0,406 | 0,528 | -0,225 | 0,564 | 0,318 |
| NWO | 101,999 | -2,740 | 8,887 | -1,124 | 0,757 | 0,573 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.34 se nám dostávají různorodé výsledky. Například alfa 53,940 u NEM by znamenala silné podhodnocení akcie. Naopak záporná alfa poukazuje na nadhodnocení akcií. Až na dva případy vycházely všechny proměnné v modelu statisticky

významné u všech akcií, výjimkou je statistická nevýznamnost HML faktoru u společností BC8 a COK. U SMB ukazatele převažují kladné bety, naopak u HML bety záporné. Upravený koeficient determinace naznačuje slabou sílu FF3F modelu, u většiny společností vychází totiž menší než 50 %. Je možné pozorovat i různorodost ve výsledcích beta faktoru pro tržní riziko. Některé akcie reagují agresivněji než trh, převážně však v pozitivním směru s trhem. Ve všech případech vyšla p-hodnota F-testu menší než nula, což znamená statistickou významnost modelu.

Na základě výsledků z Tab. 4.34 byly dopočteny výsledné koeficienty beta, vyjadřující citlivost na jednotlivé zdroje rizika. Pro výpočet byl zvolen vážený průměr výsledných hodnot na základě adjustovaného koeficientu determinace, aby byly zohledněny bety firem, které z největší části vysvětlují variabilitu ročních výnosů. Konstanta alfa byla dopočtena obdobně.

Tab. 4.35 Vypočtené hodnoty proměnných podle modelu Fama-French

| | konstanta α (%) | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} |
|--------------------|------------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|
| Německý trh | 14,90 | 0,4594 | 0,8363 | 0,0855 |

Zdroj: vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.35 můžeme vidět, že po vyloučení statisticky nevýznamných bet a jejich zprůměrováním nám koeficient β_{HML} vyšel kladný. Dokonce spatřujeme vyšší hodnotu koeficientu β_{SMB} než je tomu u tržního rizika. Znamenalo by to vyšší citlivost na změnu velikostního faktoru než na změnu trhu.

Kdybychom převzali výsledky z Tab. 4.35, dostalo by se nám teoretické rovnice třífaktorového modelu:

- pro roční nadvýnos portfolia německých technologických firem

$$R_i - R_f = 14,90 + 0,4594 \cdot (R_m - R_f) + 0,8363 \cdot RP_{\text{SMB}} + 0,0855 \cdot RP_{\text{HML}}$$

4.3.2 Odhad koeficientů beta pro britský trh

Výsledky regresí pro britská portfolia v Tab. 4.36 naznačují podobně slabé výsledky modelu, jako u německých portfolií.

Tab.4.36 Odhad Fama-French modelu pro portfolia akcií (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} | R^2 | Adjusted R^2 |
|-----------|--------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|-------|----------------|
| BH | 10,210 | 0,972 | -0,119 | 0,264 | 0,560 | 0,314 |
| BM | 5,854 | 0,864 | -0,392 | -0,119 | 0,797 | 0,634 |
| BL | 10,496 | 0,830 | 0,088 | -0,024 | 0,696 | 0,484 |

| | | | | | | |
|-----------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| SH | 3,880 | 0,824 | 0,592 | 0,256 | 0,449 | 0,209 |
| SM | 9,137 | 1,148 | 1,193 | 0,184 | 0,709 | 0,504 |
| SL | 12,45 | 0,597 | 0,597 | -0,421 | 0,655 | 0,427 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.37 je dokonce zřejmé, že pro dané společnosti je model málo vypovídající, neboť hodnota upraveného koeficientu determinace je u většiny vysvětlovaných proměnných velmi nízká.

Tab. 4.37 Odhad Fama-French modelu pro akcie britských společností (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} | R² | Adjusted R² |
|------|--------------------------------------|---|--|--|----------------------|-------------------------------|
| MCRO | 8,012 | 1,034 | -0,746 | 0,636 | 0,618 | 0,382 |
| GNS | 14,486 | 0,261 | x | x | 0,121 | 0,015 |
| AVV | 9,222 | 1,222 | x | 0,223 | 0,395 | 0,156 |
| QQ | 12,430 | 0,101 | -0,219 | 0,331 | 0,495 | 0,245 |
| BA | 3,153 | 1,153 | -0,532 | -0,222 | 0,819 | 0,671 |
| SGE | 11,926 | 0,359 | -0,140 | -0,024 | 0,283 | 0,080 |
| ULE | 1,962 | 0,664 | -0,101 | 0,120 | 0,385 | 0,148 |
| SN | 11,189 | 0,418 | -0,049 | 0,038 | 0,322 | 0,103 |
| MGGT | 5,266 | 1,165 | -0,032 | -0,062 | 0,632 | 0,400 |
| RSW | 10,958 | 2,879 | 0,952 | 0,066 | 0,746 | 0,556 |
| CCC | 11,766 | 0,623 | 0,260 | -0,560 | 0,693 | 0,481 |
| DIA | -3,660 | 2,984 | 1,130 | 0,845 | 0,544 | 0,296 |
| BVC | 7,086 | x | 0,083 | 0,559 | 0,296 | 0,088 |
| VĚC | 3,649 | 0,805 | 0,705 | x | 0,374 | 0,140 |
| XPP | 9,193 | 2,644 | 1,166 | -0,604 | 0,853 | 0,727 |
| OXB | 7,584 | x | 1,209 | x | 0,283 | 0,080 |
| APTD | 13,049 | 1,863 | 0,878 | 0,211 | 0,478 | 0,228 |
| SDL | 7,878 | 0,215 | 1,374 | 1,165 | 0,704 | 0,495 |
| OXIG | 11,879 | 1,961 | 1,147 | 0,241 | 0,511 | 0,262 |
| XAR | -24,165 | 2,012 | -0,914 | -2,745 | 0,697 | 0,486 |
| RCDO | 7,934 | 0,624 | 0,122 | -0,685 | 0,652 | 0,424 |
| NCC | 15,173 | -1,350 | 0,115 | -1,193 | 0,705 | 0,497 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Opět byly dopočteny koeficienty beta a konstanta alfa na základě vážené průměru dle korigovaného koeficientu determinace. Výsledky jsou zaznamenány v následující tabulce:

Tab. 4.38 Vypočtené hodnoty proměnných podle modelu Fama-French

| | konstanta α (%) | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} |
|--------------------|--|---|--|--|
| Britský trh | 6,12 | 1,2454 | 0,3159 | -0,2524 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Po dosazení do rovnice z Tab. 4.38 dostáváme teoretickou rovnici třífaktorového modelu:

- pro roční nadvýnos portfolia britských firem

$$R_i - R_f = 6,12 + 1,2454 \cdot (R_m - R_f) + 0,3159 \cdot RP_{SMB} - 0,2524 \cdot RP_{HML}$$

4.3.3 Odhadnuté koeficienty beta pro technologického odvětví

V následující tabulce jsou uvedeny výsledky odhadnutých bet na německém a britském kapitálovém trhu v rámci technologického odvětví:

Tab. 4.39 Odhadnuté koeficienty beta pro technologické odvětví

| | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} |
|-----------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|
| Německo | 0,4594 | 0,8363 | 0,0855 |
| Velká Británie | 1,2454 | 0,3159 | -0,2524 |

Zdroj: vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Dle Tab. 4.39 vidíme jisté odlišnosti u obou trhů. Z výsledků je patrný pozitivní vztah s výnosem národních tržních indexů. Akcie britských společností reagují na tržní změny agresivněji oproti těm německým. U německých společností je poměrně silný pozitivní vliv velikostního faktoru, což značí, že by skutečně tržní kapitalizace firmy mohla ovlivňovat její hodnotu. Beta faktoru SMB britských společností je daleko nižší a znamenala by, že akcie na tento faktor nereagují tak citlivě. Bety u HML faktoru vykazují opačný trend. Záporná hodnota beta HML faktoru u britských společností naznačuje, že při růstu hodnoty faktoru HML se tedy výnosy akcií z portfolií snižují.

Z odlišností ve výsledcích je možné usuzovat, že pro dopočet nákladů vlastního kapitálu není vhodné využít všeobecný beta koeficient pro západoevropské firmy působící v technologickém odvětví. Jinak řečeno, byť zkoumané firmy působí ve stejném odvětví, akcie na jednotlivých trzích reagují odlišně. Nebylo by proto vhodné například vypočtené koeficienty dalším způsobem průměrovat a snažit se získat tak všeobecně použitelné beta koeficienty.

Je proto otázkou, jak dalece jsou použitelné faktory zveřejňované K. Frenchem, například pro evropský trh. Také je třeba se zamyslet nad faktem, že pro dopočet nákladů vlastního kapitálu evropských společností by zajisté nebylo vhodné využívat data zveřejňovaná pro americký trh, jelikož interpretace výsledků by mohla být obtížná. Dalo by se totiž očekávat, že když spatřujeme rozdíly i v rámci jednoho odvětví u dvou

poměrně vzájemně si blízkých trhů, tak rozdíly s americkým kapitálovým trhem by mohly být o dost markantnější.

4.4 Srovnání s CAPM

Výsledky regrese pro model CAPM jsou rozporuplné. Na obou trzích je splněno očekávání, že zde bude pozitivní lineární vztah mezi výnosy portfolií a výnosem trhu. Tato skutečnost je ověřena, jelikož beta koeficienty jsou kladné a statisticky významné. Hodnoty větší než jedna u německých portfolií SM, BH a u britského BM značí, že při zvýšení výnosu z tržního portfolia o jednotku se zvýší výnos portfolií o více než jednotku. Zbytek portfolií se jeví defenzivně, neboť rostou pomaleji než trh a jejich beta nabývá hodnot mezi 0 a 1. Pokud model skutečně vysvětluje nadvýnosy akcií, měla by konstanta být nulová. Z Tab. 4.40 a Tab. 4.41 je však jasné, že tato skutečnost nebyla ani v jednom případě naplněna. Ani koeficient determinace není příznivý, hodnoty menší než 50% signalizují menší spolehlivost modelu.

Tab. 4.40 Výsledky regrese CAPM na německých datech (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | Adjusted R^2 | Std. Deviation | p-value α | p-value β |
|-----------|--------------------|-------------------------|----------------|----------------|------------------|-----------------|
| BH | 2,740 | 0,686 | 0,532 | 0,102 | 0,000 | 0,000 |
| BM | 13,295 | 0,447 | 0,341 | 0,099 | 0,000 | 0,000 |
| BL | 16,740 | 0,144 | 0,047 | 0,103 | 0,000 | 0,000 |
| SH | -2,263 | 0,734 | 0,370 | 0,152 | 0,000 | 0,000 |
| SM | 1,966 | 1,012 | 0,434 | 0,184 | 0,000 | 0,000 |
| SL | 16,320 | 1,020 | 0,222 | 0,303 | 0,000 | 0,000 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 4.41 Výsledky regrese CAPM na britských datech (konstanta v %)

| | konstanta α | β_{MARKET} | Adjusted R^2 | Std. Deviation | p-value β |
|-----------|--------------------|-------------------------|----------------|----------------|-----------------|
| BH | 9,424 | 0,920 | 0,199 | 0,155 | 0,000 |
| BM | 6,353 | 1,022 | 0,462 | 0,093 | 0,000 |
| BL | 10,141 | 0,811 | 0,457 | 0,074 | 0,000 |
| SH | 2,188 | 0,558 | 0,055 | 0,194 | 0,000 |
| SM | 6,835 | 0,723 | 0,057 | 0,248 | 0,000 |
| SL | 12,397 | 0,557 | 0,039 | 0,234 | 0,000 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z výsledků CAPM modelu by se tak dalo usuzovat, že není pro daný vzorek aktiv vhodný a ani daný tržní index plně nevysvětluje výši výnosů portfolií a je proto vhodnější zvolit jiný (vícefaktorový) model.

4.5 Verifikace získaných koeficientů beta

V této podkapitole bude provedena verifikace propočtených bet na reálných historických datech firem, které nevstupovaly do výpočtu vstupních parametrů modelu. Ověření bude provedeno na datech z německého trhu, jelikož zde se model jevil použitelnější. Hodnota spolehlivosti R na úrovni 88% se zdála přijatelná a také korelace mezi vysvětlující proměnnou a vysvětlovanými proměnnými byly silnější než na britském trhu. Navíc již v úvodu bylo z výpočtu vyloučeno více firem, než tomu bylo u britského trhu, bylo tedy možné porovnat výsledky s větším počtem reálných dat. Odhadnuté beta koeficienty a rizikové prémie faktorů byly použity pro odhad výnosu akcií a porovnány s reálnými daty.

Pro lepší orientaci jsou připomenuty výsledky dopočtených koeficientů beta pro německé technologické společnosti a uvedeny v následující tabulce:

Tab. 4.42 Vypočtené hodnoty koeficientů beta podle modelu Fama-French

| | β_{MARKET} | β_{SMB} | β_{HML} |
|--|-------------------------|----------------------|----------------------|
| Technologické odvětví (Německo) | 0,4594 | 0,8363 | 0,0855 |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Dále jsou pro výpočet nákladů vlastního kapitálu nezbytné roční hodnoty rizikových premií. Průměrné rizikové prémie pro technologické odvětví na německém trhu jsou uvedeny v následující tabulce:

Tab. 4.43 Hodnoty průměrných rizikových premií v modelu Fama-French

| | Market Premium | SMB | HML |
|---------------------------------|-----------------------|------------|------------|
| Průměr za celé sledované období | 13,354% | 0,562% | -1,131% |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.43 je patrná záporná hodnota -1,131% u HML portfolia, která je v rozporu s empirickými předpoklady Famy a Frenche. Ve vybraném vzorku firem platí, že hodnotové akcie mají vyšší výnosy než růstové. Abychom zabránili pochybám, byla vstupní data ještě detailněji přezkoumána. Trh je žádoucí sledovat v delším časovém rozmezí a deset let by nemuselo pro zachycení trendu být dostatečné. Zpětně byly dohledány akcie zkoumaných německých firem z technologického odvětví a stažena data za delší časové období, a to za posledních 20 let. Po porovnání portfolií HIGH a LOW jsme opět dospěli k závěru, že v průměru měly firmy s nižším poměrem účetní a tržní hodnoty (v portfoliu LOW) vyšší výnosy než ty s vyšším poměrem účetní a tržní hodnoty

(v portfoliu HIGH). Je však nutno říct, že byly porovnány výnosy pouze čtyř firem. Konkrétně pro HIGH portfolio výnosy firem FNTN a UTDI, a pro LOW portfolio zastoupené výnosy firem NEM a SRT3 a toto tvrzení by nemuselo platit pro všechny technologické firmy Z těchto údajů je však možné vypočítat určitý trend na německém akciovém trhu.

Testovaný vzorek pěti firem zahrnuje společnosti jako je ADVA Optical Networking SE či Telefonica Deutschland Holding AG, které se pohybují v oblasti informačních a komunikačních technologií. Stratec SE se zaměřuje na vývoj softwarů v oblasti automatizace. SUSS MicroTech SE zase vyrábí micro čipy a IT společnost GFT Technologies se specializuje na finanční sektor a vyvíjí pro něj operační software.

Teoretická rovnice pro výpočet výnosnosti cenného papíru vypadá takto:

$$E(R_i) = r_f + \beta_m \cdot RP_m + \beta_{SMB} \cdot RP_{SMB} + \beta_{HML} \cdot RP_{HML}, \quad (4.1)$$

Po dosazení všech proměnných do vzorce 4.1. vznikla nová časová řada očekávaných výnosů akciových titulů a tato řada byla porovnána s reálnými historickými výnosy pěti německých firem z odvětví technologie. Při dopočtu opět uvažujeme s 0,5% bezrizikovou sazbou.

Pro porovnání byla očekávaná hodnota výnosů dopočtena i pomocí modelu CAPM, nejprve ve variantě, kde jako beta faktor byl využit dopočtený beta koeficient z regrese v Kapitole 4.4, získaný jako průměrný beta koeficient pro daná portfolia z Tab.4.4.. Jako druhá možnost byl zvolen tržní beta koeficient převzatý z online databáze *Damodaran*. Profesor Aswath Damodaran zde každý rok publikuje dopočtené beta koeficienty pro Evropu za jednotlivá odvětví. Pro naše účely byly tedy převzaty beta koeficienty pro telekomunikační služby a software, respektive z odvětví, do kterého spadají testované společnosti. Koeficienty využitě při odhadu pomocí CAPM jsou zaznačeny v Tab. 4.44.

Tab. 4.44 Beta koeficienty modelu CAPM využité při verifikaci

| | β_{MARKET} |
|---|-------------------------|
| Vlastní výpočet | 0,69 |
| Damodaran - Telecommunication Services | 0,77 |
| Damodaran – Software (System & Services) | 1,11 |

Zdroj: Damodaran, vlastní výpočty

V Tab. 4.45 tak můžeme vidět střední hodnoty výnosů daných společností a také očekávané výnosy dopočtené dle modelů. Hned poté následuje Tab. 4.46 kde jsou

zaznamenány průměrné odchylky výnosů daných firem od očekávaných výnosností dopočtených dle příslušných modelů.

Tab. 4.45 Střední hodnota výnosů společností a očekávaná hodnota dle modelu

| Společnost (zkratka) | Střední hodnota | Std. Dev. | Rozptyl |
|--|-----------------|-----------|---------|
| ADVA Optical Networking SE (ADVA) | 5,93% | 45,79% | 20,96% |
| Telefonica Deutschland Holding AG (O2D) | -1,41% | 20,85% | 4,35% |
| Stratec SE (SBS) | 10,44% | 17,59% | 3,09% |
| SUSS MicroTec SE (SMHN) | 7,87% | 43,18% | 18,65% |
| GFT Technologies SE (GFT) | 12,90% | 47,31% | 22,38% |
| FF3FM | 7,01% | 19,13% | 3,66% |
| CAPM | 9,43% | 10,63% | 1,13% |
| CAPM Damodaran Software | 15,32% | 17,64% | 2,11% |
| CAPM Damodaran Telecom. Services | 10,78% | 12,24% | 1,50% |

Zdroj: vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 4.46 Průměrná odchylka výnosů od očekávání

| Společnost/model | FF3FM | CAPM | CAPM Dam Sof. | CAPM Dam Tel. Serv. |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------------|
| ADVA | 38,95% | 34,90% | - | 34,85% |
| O2D | 14,66% | 11,54% | - | 11,00% |
| SBS | 16,82% | 11,54% | 16,53% | - |
| SMHN | 32,10% | 33,92% | 16,53% | - |
| GFT | 37,12% | 39,28% | 35,02% | - |
| Odchylka | 27,93% | 26,24% | 22,70% | 22,92% |

Zdroj: vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Z Tab. 4.45 můžeme vyčíst, že střední hodnota výnosů dle Fama-French modelu vykazuje větší rozptyl než při použití klasického CAPM, což je způsobeno větším počtem kalkulovaných faktorů.

Z Tab. 4.46 je patrné, že skutečné výnosy společností se nerovnájí předpokladu a pozorujeme odchylky větší jak 20 % od očekávání. CAPM vykazuje v průměru menší odchylku než model Fama-French. Ve většině případů se jeví použité bety od Damodarana jako vhodnější. Avšak například v případě společnosti Stratec SE, je odchylka v případě využití vlastního odhadu bety menší, než kdyby pro odhad byla využita beta z Damodarana.

V rámci Fama-French modelu uvedené faktory sice vycházely statisticky významné, ale jejich korelace s výnosy akcií byly poměrně slabé. Na dopočet teoretických nákladů kapitálu měl největší vliv faktor trhu. Jak již bylo uvedeno, koeficienty beta však mohou být zkresleny, kvůli přítomné autokorelaci prvního řádu,

kteřou se nepodařilo odstranit. Je třeba ale zmínit, že bychom po jejím odstranění vhodnou transformací dostali úplně jiný model a následná interpretace výsledků by tak mohla být obtížně proveditelná. Vypovídací schopnost výsledků je oslabena i faktem, že u modelů vycházela statisticky významná konstanta alfa, která naznačuje, že model přesně nezachycuje výnosy akcií.

Dle výsledků se tedy pro odhad nákladů vlastního kapitálu jeví vhodnější model CAPM než třífaktorový Fama-French model, avšak ani v jeho případě se nepotvrdila silná vypovídací schopnost modelu.

Faktem ale zůstává to, že ani není možné sestavit model, který by ideálně předpovídal výnosy akcií všech firem. Existuje řada dalších faktorů, které určují hodnotu podniku a vytváří mezi danými společnostmi velké rozdíly. Samotné technologické odvětví je rozmanité. Konkrétně námi testovaný vzorek pěti firem tak zahrnuje společnosti jako je ADVA Optical Networking SE či Telefonica Deutschland Holding AG, které se pohybují v oblasti informačních a komunikačních technologií. Stratec SE, GFT Technologies a SUSS MicroTech SE se zase zaměřují na vývoj softwarů. Z logiky věci tak nemůžeme očekávat, že by bylo možné na základě jednoduché rovnice dopočítat přesnou očekávanou výnosnost cenného papíru.

4.6 Shrnutí

U všech variant odhadovaných třífaktorových Fama-French modelů i CAPM je přítomna statisticky významná konstanta alfa. Tato skutečnost značí, že testovaná portfolia technologických firem jsou dle teorie modelů podhodnocena, či existují další rizikové faktory, které nejsou v modelu zahrnuty. Indikuje to tedy neplatnost testovaných modelů pro danou datovou základnu. Nelze však tvrdit, že jsou modely obecně neplatné, jelikož byl vybrán úzký vzorek firem a nikoli různorodá portfolia složená z firem napříč trhem.

Vzorek akcií technologických firem byl testován i na datech zveřejňovaných K. Frenchem. V rámci Evropy by se dala sledovat určitá korelace s vypočtenými faktory, ale velmi slabá. Výpočet teoretického nákladu kapitálu na základě dat propočtených pro americký trh se ukázalo nevhodné, minimálně pro technologické firmy západoevropských trhů.

U testovaných firem byl již v úvodu porušen empirický předpoklad Famy a Frenche o vyšší výnosnosti firem s vysokou účetní hodnotou. Tento fakt byl podpořen

podobnými závěry od (*Duberstein, 2020*), který potvrzuje vyšší výnosnost růstových akcií v posledních deseti letech. Důvod vidí v nízkých úrokových sazbách a úspoře nákladů společností díky digitalizaci. Také předpokládá, že jakmile se epidemie COVID-19, která výrazně otřásla trhy na začátku roku 2020, dostane na vrchol a poté odezní, mělo by stejné prostředí s nízkými úrokovými sazbami přetrvávat roky. Růstové akcie, které přetrvávají propad trhu, by proto z toho měly i nadále těžit.

Co se týče velikostní premie, bylo možné pozorovat jistou korelaci tohoto faktoru s výnosem portfolií. V průměru společnosti s malou tržní kapitalizací opravdu dosahovaly vyšších výnosů přesně tak, jak předpokládali Fama s Frenchem. Ze slabých výsledků modelu však nelze tvrdit, že by tento faktor skutečně vysvětloval výnosy akcií.

Je důležité poznamenat, že chování investorů na evropském trhu je velice odlišné od amerických investorů a co je zásadní, tak to, že samotné trhy se od sebe velice liší. Americký kapitálový trh je daleko rozvinutější a má dlouholetou tradici. Dle statistik OECD drží Američané totiž v bankovních úložkách pouze zhruba 13 % svých celkových aktiv. Zbývající část investují zejména do cenných papírů a podílových listů nebo ukládají majetek různými způsoby v rámci svých penzijních programů, ať už se jedná o zaměstnanecké programy, či soukromé spořicí plány. Naproti tomu Evropané nakládají se svými prostředky o poznání rozvážněji a investování do akcií si ještě tolik neosvojili. (*OECD, 2020*)

Třífaktorový Fama-French model vykazoval lepší výsledky a vyšší hodnotu spolehlivosti modelu než CAPM. Je tedy možné konstatovat, že zajisté existují i další faktory, které ovlivňují hodnotu firem. Avšak na námi vybraném datovém vzorku nelze s jistotou potvrdit, zda jsou to opravdu velikostní a hodnotový faktor.

Při porovnání středních hodnot akciových titulů, které nevstupovaly do výpočtu Fama-French modelu, s očekávanými hodnotami výnosů, dopočtených na základě získaných bet a bet uváděných A. Damodaranem, se pro odhad nákladů vlastního kapitálu jevil vhodnější model CAPM než třífaktorový Fama-French model, avšak ani v jeho případě se nepotvrdila silná vypovídací schopnost modelu.

5 Závěr

Diplomová práce se zabývala modely kapitálového trhu a jejich testováním. Konkrétně se zaměřuje na třífaktorový Fama-French model, jehož aplikace a podrobnější analýza byly jedním z cílů této diplomové práce. Fama a French prokázali platnost modelu na americkém trhu, ale zatím se nepodařilo jednoznačně prokázat, že uvedené faktory mají podobnou váhu a vliv na kapitálových trzích jiných zemí než USA. Proto také bylo cílem této práce pokusit se propočíst faktory pro trh německý a britský v rámci technologického odvětví a ověřit jejich platnost. Modely byly testovány na vzorku ročních výnosů technologických firem.

Stěžejním cílem této práce bylo propočíst koeficienty beta, vyjadřující citlivost na jednotlivé zdroje rizika a z toho plynoucí náklady vlastního kapitálu podle třífaktorového modelu Fama-French pro trh německý a britský v rámci technologického odvětví a ověřit jejich platnost. Cílem tedy i zároveň bylo vhodně sestavit portfolia akcií podle tržní kapitalizace a poměru účetní a tržní hodnoty a na základě těchto dat pak pomocí lineární regrese stanovit hodnoty jednotlivých koeficientů.

Diplomová práce byla rozdělena do pěti kapitol, z nichž první je úvod a poslední závěr.

Ve druhé kapitole byly popsány teoretické základy kapitálového trhu. Kapitola obsahuje fundamentální aspekty metodiky oceňování kapitálových aktiv, teorii portfolia a základní matematické a statistické postupy potřebné k formulaci a ověření platnosti modelů. Blíže byl popsán CAPM a třífaktorový model Fama-French.

Ve třetí kapitole byly uvedeny základní finanční charakteristiky vstupních dat. Zároveň zde byly popsány varianty výpočtu vstupních parametrů, které jsou klíčové pro konstrukci modelů. Také zde byl vysvětlen způsob skladby portfolií EW a KW, které vstupovaly do regresí jako vysvětlované proměnné.

Čtvrtá kapitole byla věnována aplikační části. Kapitola obsahuje regresní analýzu, která je stěžejním výstupem této práce. Výnosy technologických firem západoevropských trhů byly otestovány v pěti variantách a následně vybrána ta nejoptimálnější, která byla podrobněji analyzována a na jejím základě následně dopočteny koeficienty beta pro technologické odvětví. Pro úplné doplnění bylo provedeno srovnání výsledků Fama-French modelu s CAPM. Závěr kapitoly byl věnován aplikaci zjištěných koeficientů beta

pro výpočet nákladů vlastního kapitálu technologických firem a porovnání s reálnými historickými daty.

Po realizaci testů u všech variant odhadu lineárního regresního modelu byla jako neoptimálnější varianta vyhodnocena varianta výpočtu dle metodiky Famy a Frenche, založená na ročních výnosech portfolií. Daná varianta měla nejvyšší korigovaný koeficient determinace a vysvětlovala by tedy nejvyšší procento variability vysvětlované proměnné. Odhadnuté koeficienty byly taktéž statisticky významné. Vyvstal však problém v podobě statisticky významné konstanty alfa, které navíc byla nenulová. Tento fakt hovoří v neprospěch Fama-French modelu. Obdobně tomu bylo i u CAPM. Tato skutečnost značí, že testovaná portfolia technologických firem by dle teorie modelů měla být podhodnocena, či existují další rizikové faktory, které nebyly v modelu zahrnuty. Indikuje to tedy neplatnost testovaných modelů pro danou datovou základnu.

Na základě neoptimálnější varianty modelu byly po podrobnější analýze dopočteny koeficienty citlivosti na jednotlivá rizika, není možné však tyto bety brát za platné, jelikož jejich vypovídací schopnost je slabá. Je ale nutné připomenout, že byl testován pouze úzký vzorek technologických firem, a ne data celého německého či britského kapitálového trhu.

Vzorek akcií technologických firem byl testován i na datech zveřejňovaných K. Frenchem. Dala by se vysledovat určitá korelace EW a KW portfolií s vypočtenými faktory pro evropský trh, ale velmi slabá. Výpočet teoretických nákladů kapitálu evropských firem na základě dat propočtených Famou a Frenchem pro USA se ukázalo být nevhodné, model totiž vycházel jako statisticky nevýznamný.

U vybraného datového vzorku testovaných firem byl již v úvodu porušen empirický předpoklad Famy a Frenche o vyšší výnosnosti firem s vysokou účetní hodnotou. Tento fakt byl ověřen i na delší datové řadě a u vybraného vzorku růstových akcií byla skutečně prokázána vyšší výnosnost nad akciemi hodnotovými, což by dle teorie mělo být právě naopak. Dle poznatků některých ekonomů byl tento trend na evropském kapitálovém trhu potvrzen a tedy, že v posledním desetiletí růstové akcie skutečně překonávají ty hodnotové.

Co se týče velikostní prémie (SMB), dle výsledků by se dalo uvažovat, že tržní kapitalizace by skutečně mohla ovlivňovat výnosy společností. V průměru společnosti s malou tržní kapitalizací opravdu dosahovaly vyšších výnosů přesně tak, jak

předpokládali Fama s Frenchem. Výsledky modelu však byly statisticky slabé a nelze tedy tvrdit, že by tento faktor skutečně vysvětloval výnosy západoevropských firem.

Na základě zjištěných bet a rizikových premií byla vypočtena očekávaná výnosnost německých akciových titulů v rámci odvětví technologie podle Fama-French modelu. Obdobně byly doloženy i očekávané výnosy dle CAPM modelu, kde bylo využito vlastní doložené bety a také bet převzatých z online databáze Damodaran. Byly porovnány skutečné a očekávané průměrné roční výnosy pěti technologických firem, které nevstupovaly do výpočtu. Při porovnání středních hodnot akciových titulů, které nevstupovaly do výpočtu Fama-French modelu, s očekávanými hodnotami výnosů, doložených na základě získaných bet a bet uváděných A. Damodaranem, se pro odhad nákladů vlastního kapitálu jevil vhodnější model CAPM než třífaktorový Fama-French model, avšak ani v jeho případě se nepotvrdila silná vypovídací schopnost modelu.

Třífaktorový Fama-French model v regresi vykazoval lepší výsledky a vyšší hodnotu spolehlivosti modelu než CAPM. Je tedy možné usuzovat, že existují i další faktory, které ovlivňují hodnotu firem. Avšak nelze s jistotou potvrdit, zda jsou to opravdu velikostní a hodnotový faktor. Existují další obtížně kvantifikované faktory jako například know-how, efektivní marketing, public relations a celková image firmy, které ovlivňují hodnotu podniku. Nesmíme opomenout ani lidský faktor a chování investorů na kapitálovém trhu, které může hrát velkou roli. Rozdíly v evropském a americkém kapitálovém trhu jsou markantní, a to se týká i jejich investorů. Dle statistik si totiž Američané daleko více osvojili investování do akcií než Evropané, kteří zatím investují na kapitálových trzích daleko méně.

Třífaktorový Fama-French model je určitým krokem kupředu ve vztahu k základnímu modelu CAPM. Ukázalo se, že původní rovnici bez dalších úprav však není úplně vhodné použít v jiných podmínkách než v USA. Nepodařilo se prokázat, že uvedené faktory mají podobnou váhu a vliv na západoevropských trzích jako na tom americkém. Při aplikaci doložených bet z modelu Fama-French i CAPM a následném porovnání s historickými daty vykazoval model CAPM menší odchylku od skutečnosti, tudíž by pro odhad nákladů vlastního kapitálu technologických firem mohl být vhodnější než model Fama-French, minimálně v podmínkách německého kapitálového trhu. Model byl testován na úzkém vzorku technologických firem, proto by možná bylo vhodné se v pozdějších studiích zaměřit na širší datovou základnu.

Seznam použité literatury

Odborná kniha

BODIE, Zvi, KANE Alex a Alan J. MARCUS. *Investments. Tenth global edition*. Maidenhead: McGraw-Hill Education, 2014. ISBN 978-0-07-716114-9

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4

MAŘÍK, Miloš a kol. *Metody oceňování podniku pro pokročilé: hlubší pohled na vybrané problémy*. Praha: Ekopress, 2011. ISBN 978-80-86929-80-4.

MAŘÍK, Miloš a kol. *Metody oceňování podniku: proces ocenění, základní metody a postupy*. Čtvrté upravené a rozšířené vydání. Praha: Ekopress, 2018. ISBN 978-80-87865-38-5.

ZMEŠKAL, Zdeněk et al. *Financial Models*. Ostrava: VSB - Technical University of Ostrava, 2004. ISBN 80-248-0754-8.

Článek v odborném časopise

ANTOCH, J. a kol. *Detekce změn v panelových datech: Změna parametrů Fama-French modelu u vybraných evropských akcií v období finanční krize* [online]. Politická ekonomie, 03/2019, 67(1) [cit. 2020-04-01]. DOI: 10.18267/j.polek.1233. Dostupné z: <https://www.researchgate.net/publication/331734128>

FAMA, F. Eugene and Kenneth, R. FRENCH. *The Cross-Section of Expected Stock Returns*. *Journal of Finance*. 06/1992, 47(2), 427-465. ISSN 1540-6261.

KARP, A. and van VUUREN, G. *The Capital Asset Pricing Model And Fama-French Three Factor Model In An Emerging Market Environment* [online]. International Business & Economics Research Journal (IBER), 2017, 16(4), s. 231-256 [cit. 2020-04-01]. DOI: 10.19030/iber.v16i4.10040. Dostupné z: <https://www.researchgate.net/publication/320209751>

Elektronické dokumenty a ostatní

DAMODARAN [online]. [cit. 2020-04-20]. Dostupné z: http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/New_Home_Page/datacurrent.html#discrate

DEUTSCHE BORSE [online]. [cit. 2020-03-20]. Dostupné z: <https://www.deutsche-boerse.com/dbg-de/>

DUBERSTEIN, Billy. *3 Growth Stocks I'd Buy Right Now: These stocks are well positioned to continue growing, even with COVID-19*. [online]. In: 13. 4. 2020 [cit. 2020-04-18]. Dostupné z: <https://www.fool.com/investing/2020/04/13/3-growth-stocks-id-buy-right-now.aspx>

FRANKFURT BOERSE [online]. [cit. 2020-03-20]. Dostupné z: <https://www.boerse-frankfurt.de>

KENNETH R. FRENCH. *Data library* [online]. [cit. 2020-03-20]. Dostupné z: <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/index.html>

LONDON STOCK EXCHANGE [online]. [cit. 2020-03-20]. Dostupné z: <https://www.londonstockexchange.com/home/homepage.htm>

OECD. *Households' financial assets and liabilities* [online]. [cit. 2020-04-18]. Dostupné z: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=QASA_7HH

YAHOO FINANCE [online]. [cit. 2020-03-20]. Dostupné z: <https://finance.yahoo.com/>

Seznam zkratek

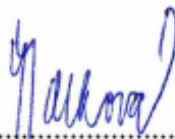
| | |
|----------|---|
| AMEX | American Stock Exchange |
| BH | Big High |
| BL | Big Low |
| BM | Big Medium |
| CAPM | Capital Assets Pricing Model |
| COVID-19 | Corona Virus Disease 2019 |
| EW | Equally Weighted |
| FF3FM | French Fama Three Factor Model |
| HML | High Minus Low |
| KW | Capital Weighted |
| NASDAQ | National Association of Securities Dealers Automated Quotations |
| NYSE | New York Stock Exchange |
| OECD | Organization for Economic Co-operation and Development |
| SH | Small High |
| SL | Small Low |
| SM | Small Medium |
| SMB | Small Minus Big |
| USA | United States of America |

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že odevzdáním diplomové práce souhlasím se zveřejněním své práce podle zákona č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších právních předpisů, bez ohledu na výsledek obhajoby;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 8. 4. 2020



.....
Dita Špalková

Seznam příloh

Příloha 1 Základní deskriptivní statistiky vstupních dat – Německo

Příloha 2 Základní deskriptivní statistiky vstupních dat – Velká Británie

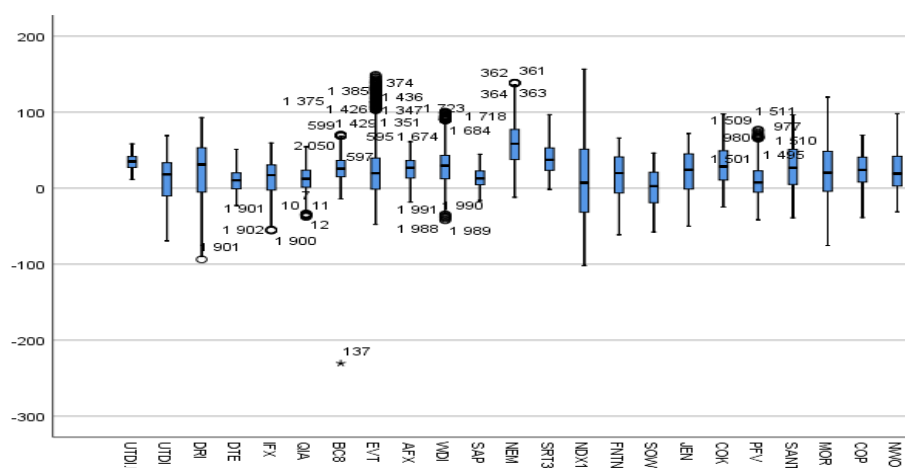
Příloha 1 Základní deskriptivní statistiky vstupních dat – Německo

Tab.1 Statistiky ročních nadvýnosů německých firem

| Společnost | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|------------|------|-----------|----------|-----------|----------------|
| UTDI | 2290 | -69,26 % | 69,18 % | 12,0066 % | 31,01735 % |
| DRI | 2290 | -93,76 % | 92,89 % | 21,5703 % | 41,40656 % |
| DTE | 2290 | -22,79 % | 51,11 % | 11,3728 % | 15,83450 % |
| IFX | 2290 | -55,79 % | 59,48 % | 13,2470 % | 22,64168 % |
| QIA | 2290 | -37,65 % | 54,52 % | 11,9230 % | 16,65849 % |
| BC8 | 2290 | -230,42 % | 70,39 % | 26,7804 % | 18,00668 % |
| EVT | 2290 | -47,60 % | 149,20 % | 25,9164 % | 38,30832 % |
| AFX | 2290 | -18,37 % | 61,07 % | 24,1961 % | 16,80941 % |
| WDI | 2290 | -42,18 % | 100,49 % | 29,6806 % | 27,55534 % |
| SAP | 2290 | -16,19 % | 44,62 % | 13,5650 % | 12,17784 % |
| NEM | 2290 | -12,01 % | 138,77 % | 57,5278 % | 24,94439 % |
| SRT3 | 2290 | -1,62 % | 96,67 % | 39,7147 % | 20,19803 % |
| NDX1 | 2290 | -102,02 % | 156,64 % | 9,7752 % | 57,33826 % |
| FNTN | 2290 | -61,31 % | 65,92 % | 16,6318 % | 27,03312 % |
| SOW | 2290 | -57,73 % | 46,07 % | 0,1394 % | 23,85213 % |
| JEN | 2290 | -49,94 % | 71,98 % | 21,2417 % | 27,73428 % |
| COK | 2290 | -24,82 % | 97,62 % | 31,2802 % | 26,55551 % |
| AIXA | 2290 | -105,06 % | 98,25 % | 9,7223 % | 42,03658 % |
| PFV | 2290 | -41,59 % | 77,11 % | 9,7335 % | 23,46115 % |
| SANT | 2290 | -38,92 % | 96,39 % | 27,1758 % | 29,38994 % |
| MOR | 2290 | -75,52 % | 119,73 % | 20,1275 % | 38,57746 % |
| COP | 2290 | -38,67 % | 69,88 % | 22,8864 % | 21,56458 % |
| NWO | 2290 | -31,19 % | 97,96 % | 23,2488 % | 27,18392 % |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty v SPSS, úpravy a zpracování

Graf 1 Extrémní a odlehlé hodnoty akcií německých firem



Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty v SPSS, úpravy a zpracování

Tab.2 Statistiky denních nadvýnosů německých firem

| Společnost | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|-------------------|----------|----------------|----------------|-------------|-----------------------|
| UTDI | 2555 | -19,47 % | 13,16 % | 0,0664 % | 1,91937 % |
| DRI | 2555 | -40,34 % | 12,02 % | 0,1037 % | 2,27340 % |
| DTE | 2555 | -7,64 % | 11,26 % | 0,0449 % | 1,32798 % |
| IFX | 2555 | -11,83 % | 12,85 % | 0,0894 % | 2,11694 % |
| QIA | 2555 | -20,96 % | 13,99 % | 0,0374 % | 1,57761 % |
| BC8 | 2555 | -12,31 % | 10,76 % | 0,1342 % | 1,95208 % |
| EVT | 2555 | -16,88 % | 18,05 % | 0,1287 % | 2,63761 % |
| AFX | 2555 | -8,82 % | 10,86 % | 0,1038 % | 1,59353 % |
| WDI | 2555 | -25,02 % | 26,26 % | 0,1321 % | 2,39957 % |
| SAP | 2555 | -6,08 % | 12,55 % | 0,0633 % | 1,32318 % |
| NEM | 2555 | -12,79 % | 80,52 % | 0,2814 % | 3,16779 % |
| SRT3 | 2555 | -20,21 % | 18,20 % | 0,1841 % | 2,19357 % |
| NDX1 | 2555 | -19,01 % | 18,99 % | 0,0501 % | 3,03622 % |
| FNTN | 2555 | -9,15 % | 11,60 % | 0,0649 % | 1,53234 % |
| SOW | 2555 | -19,72 % | 11,99 % | 0,0340 % | 2,06685 % |
| JEN | 2555 | -9,82 % | 10,97 % | 0,0923 % | 2,02332 % |
| COK | 2555 | -11,86 % | 12,60 % | 0,1685 % | 2,37962 % |
| AIXA | 2555 | -41,13 % | 19,00 % | 0,0156 % | 3,12938 % |
| PFV | 2555 | -21,03 % | 10,51 % | 0,0658 % | 1,90035 % |
| SANT | 2555 | -15,72 % | 17,90 % | 0,1419 % | 2,59846 % |
| MOR | 2555 | -20,44 % | 18,44 % | 0,0998 % | 2,30964 % |
| COP | 2555 | -17,08 % | 9,68 % | 0,1029 % | 1,94147 % |
| NWO | 2555 | -13,91 % | 17,58% | 0,0923 % | 1,97900 % |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty v SPSS, úpravy a zpracování

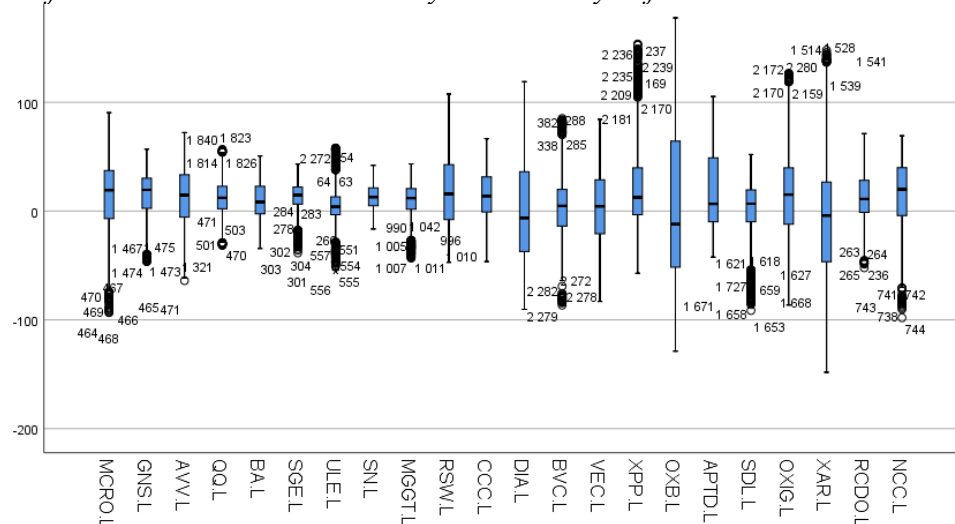
Příloha 2 Základní deskriptivní statistiky vstupních dat – Velká Británie

Tab. 1 Statistiky ročních nadvýnosů britských firem

| Společnost | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|------------|------|-----------|----------|-----------|----------------|
| MCRO | 2290 | -93,42 % | 90,44 % | 11,5316 % | 35,71194 % |
| GNS | 2290 | -46,52 % | 56,97 % | 15,3190 % | 18,75900 % |
| AVV | 2290 | -63,98 % | 72,22 % | 12,7101 % | 25,58578 % |
| QQ | 2290 | -31,60 % | 56,77 % | 12,1155 % | 16,65585 % |
| BA | 2290 | -34,33 % | 50,73 % | 9,4179 % | 16,51947 % |
| SGE | 2290 | -38,46 % | 43,20 % | 13,6478 % | 14,03737 % |
| ULE | 2290 | -55,10 % | 57,97 % | 4,1725 % | 16,60712 % |
| SN | 2290 | -16,45 % | 42,02 % | 12,9803 % | 11,64389 % |
| MGGT | 2290 | -43,27 % | 43,36 % | 10,0897 % | 15,92559 % |
| RSW | 2290 | -47,05 % | 107,54 % | 19,1619 % | 34,67138 % |
| CCC | 2290 | -46,48 % | 66,62 % | 15,7386 % | 20,16994 % |
| DIA | 2290 | -90,40 % | 119,03 % | 1,6595 % | 45,73195 % |
| BVC | 2290 | -86,50 % | 85,17 % | 5,1645 % | 31,08561 % |
| VEC | 2290 | -83,02 % | 84,32 % | 4,7008 % | 31,20905 % |
| XPP | 2290 | -57,15 % | 153,73 % | 18,1754 % | 39,00545 % |
| OXB | 2290 | -128,79 % | 177,65 % | 3,5360 % | 66,74357 % |
| APTD | 2290 | -42,37 % | 105,28 % | 17,2214 % | 36,76282 % |
| SDL | 2290 | -91,44 % | 52,07 % | 1,4093 % | 28,20042 % |
| OXIG | 2290 | -86,34 % | 126,77 % | 15,6514 % | 40,03281 % |
| XAR | 2290 | -148,21 % | 147,93 % | -4,3686 % | 70,62520 % |
| RCDO | 2290 | -52,19 % | 71,30 % | 12,7005 % | 22,75284 % |
| NCC | 2290 | -98,03 % | 69,21 % | 14,6538 % | 33,17727 % |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Graf 1 Extrémní a odlehlé hodnoty akcií britských firem



Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování

Tab. 2 Statistiky denních nadvýnosů britských firem

| Společnost | N | Minimum | Maximum | Mean | Std. Deviation |
|-------------------|----------|----------------|----------------|-------------|-----------------------|
| MCRO | 2555 | -46,35 % | 21,57 % | 0,0598 % | 2,53924 % |
| GNS | 2555 | -8,86 % | 14,08 % | 0,0785 % | 1,73157 % |
| AVV | 2555 | -37,53 % | 27,31 % | 0,0913 % | 2,25645 % |
| QQ | 2555 | -12,03 % | 13,64 % | 0,0500 % | 1,52985 % |
| BA | 2555 | -8,33 % | 10,62 % | 0,0491 % | 1,33428 % |
| SGE | 2555 | -10,36 % | 7,96 % | 0,0651 % | 1,40552 % |
| ULE | 2555 | -19,45 % | 21,59 % | 0,0412 % | 1,57472 % |
| SN | 2555 | -8,85 % | 9,55 % | 0,0568 % | 1,29026 % |
| MGGT | 2555 | -20,46 % | 13,07 % | 0,0602 % | 1,59395 % |
| RSW | 2555 | -16,15 % | 22,52 % | 0,1122 % | 2,30858 % |
| CCC | 2555 | -12,62 % | 18,27 % | 0,0993 % | 2,11570 % |
| DIA | 2555 | -38,79 % | 15,24 % | 0,0488 % | 2,71111 % |
| BVC | 2555 | -33,78 % | 15,71 % | 0,0265 % | 2,45597 % |
| VEC | 2555 | -24,02 % | 17,97 % | 0,0386 % | 2,45939 % |
| XPP | 2555 | -14,53 % | 23,75 % | 0,1208 % | 2,19984 % |
| OXB | 2555 | -30,53 % | 41,12 % | 0,0710 % | 3,73959 % |
| APTD | 2555 | -24,13 % | 18,17 % | 0,0772 % | 1,78327 % |
| SDL | 2555 | -29,88 % | 11,58 % | 0,0426 % | 2,12964 % |
| OXIG | 2555 | -27,73 % | 20,27 % | 0,1156 % | 2,51734 % |
| XAR | 2555 | -38,41 % | 26,49 % | 0,0249 % | 3,00600 % |
| RCDO | 2555 | -12,39 % | 12,50 % | 0,0691 % | 1,82532 % |
| NCC | 2555 | -35,49 % | 15,08 % | 0,0993 % | 2,39719 % |

Zdroj: Výstup ze softwaru SPSS, vlastní výpočty, úpravy a zpracování